

فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی

سال بیست و چهارم، شماره ۸۰، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۸۴-۵۷

برخی حقایق ادوار تجاری در اقتصاد ایران

علی طیب‌نیا

دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

taiebni@ut.ac.ir

سعید تقی ملایی

دکترای اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)

saeed.tml@gmail.com

چکیده

روش‌های مختلف جدا سازی روند از ادوار، امکان بررسی خصوصیات ادواری سری‌های زمانی از زوایای مختلف را ارائه می‌کند. با این شیوه می‌توان بررسی کرد که آیا رویکردهای متفاوت به پدیده دور تجاری قادر است اطلاعات مفیدی را به منظور فهم بهتر رفتار متغیرهای اقتصادی در ادوار تجاری در اختیار قرار دهد یا خیر. در این مقاله به دنبال بررسی خصوصیات ادواری اقتصاد ایران با استفاده از روش‌های مختلف روندزدایی و مقایسه نتایج در این زمینه هستیم. شواهد نشان می‌دهد که لحاظ کردن یک فرایند ریشه واحد برای روند تولید و اجزای آن هنگام استخراج اجزای ادواری، تأثیر قابل توجهی بر نظم‌های آماری بین جزء ادواری متغیرهای مهم اقتصاد کلان دارد. این موضوع هم در خصوص تشخیص دوره‌های رونق و رکود و هم پراکندگی و هم حرکتی متغیرها مصداق دارد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که همسویی رفتار مصرف، سرمایه‌گذاری و دستمزد واقعی و، همچنین، تقدم و تأخر سرمایه‌گذاری و واردات به فرض در نظر گرفته شده برای روند متغیرها (تفاضل پایا بودن و یا نبودن) بستگی دارد. همچنین نتایج بیانگر آن است که سطح عمومی قیمت‌ها در ایران رفتاری ضد سیکلی و صادرات و واردات رفتاری موافق سیکلی دارند. از نظر تقدم و تأخر زمانی نیز در همه روش‌ها صادرات واکنشی متأخر نسبت به تولید دارد و غالب نتایج رفتار واردات را پیشرو و رفتار سطح عمومی قیمت‌ها را متأخر نسبت به تولید ارزیابی می‌کنند.

طبقه‌بندی JEL: E32, C51, C22, C01.

واژه‌های کلیدی: ادوار تجاری، تجزیه، رونق، رکود.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۷/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۱۷

۱. مقدمه

بررسی خصوصیات ادوار تجاری و رفتار متغیرهای اساسی اقتصاد کلان هنگام دوره‌های رونق و رکود یکی از مهم‌ترین مراحل بررسی ادوار تجاری است. پراکندگی، پایداری نوسانات و میزان هم‌حرکتی متغیرهای مختلف اطلاعات مهمی در خصوص منشأ شوک‌ها و نحوه واکنش اقتصاد به این شوک‌ها در اختیار خواهد داد.

پس از کار مهم هودریک^۱ و پرسکات^۲ (۱۹۸۱)، بررسی رفتار متغیرهای اقتصاد کلان هنگام رونق و رکود و استنتاج نظم‌های آماری در رفتار این متغیرها با استفاده از روش‌ها و فنون مختلف آماری مورد توجه بیشتری قرار گرفت. در این خصوص می‌توان به تحقیقات باکستر^۳ و استاکمن^۴ (۱۹۸۹) و باکیوس^۵ و کهو^۶ (۱۹۹۲) اشاره کرد. توجه به نظم‌های آماری متغیرها هنگام دوره‌های رونق و رکود از دو جنبه می‌تواند مفید واقع شود: اول اینکه با دادن اطلاعات مناسب از وضعیت هم‌حرکتی متغیرهای مختلف امکان محاسبه دقیق میزان نوسانات در متغیرها فراهم شده و به محققان در انتخاب نماگرهای پیشرو کمک خواهد نمود. جنبه دیگر این بررسی این است که با توجه به نظم‌های آماری موجود در داده‌های اقتصادی امکان قضاوت در خصوص نظریات مختلف اقتصادی با توجه دلالت‌هایی که برای رفتار متغیرها در دوره‌های رونق و رکود دارند فراهم می‌شود (کنوا^۷، ۱۹۹۸).

با این حال اندازه‌گیری ادوار تجاری و استخراج جزء ادواری سری‌های زمانی اقتصادی مستلزم انتخاب روش مناسب برای جداسازی روند از ادوار تجاری است. روش‌های مختلفی برای جداسازی روند از ادوار تجاری وجود دارد اما نمی‌توان هیچ‌یک را در همه زمینه‌ها بر دیگری ترجیح داد. در این زمینه کنوا (۱۹۹۸) به دو مشکل اساسی اشاره می‌کند: اول اینکه در خصوص مفهوم دور تجاری و خصوصیات آن اتفاق نظر وجود ندارد و مسئله دوم مربوط به انتخاب میان استفاده از روش‌های آماری و یا روش‌های مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی است. در خصوص مفهوم دور تجاری، بیان می‌شود که دور تجاری عبارت است از انحراف متغیر از روند آن. با این حال در ادبیات تجربی اختلاف جدی در خصوص خصوصیات این روند و ارتباط آن با جزء ادواری وجود دارد.

-
1. Hodrick
 2. Prescott
 3. Baxter
 4. Stockman
 5. Backus
 6. Kehoe
 7. Canova

تا مدت‌ها فرض اساسی این بود که اجزاء دائمی و ادواری می‌توانند به طور جداگانه مورد بررسی قرار گیرند چراکه عوامل تعیین‌کننده رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد با هم متفاوتند. در این دیدگاه روند تولید توسط تابعی چندجمله‌ای از زمان نمایش داده می‌شود که کاملاً از جزء ادواری مستقل بوده و با روش‌های متعارف تخمین رگرسیون، قابل برآورد است. با این حال، پذیرش وجود ریشه واحد در بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی از جمله تولید ملی موجب تغییر مسیر تحقیقات در این حوزه شد. در این زمینه و به طور عمده تحت تأثیر مطالعه نلسون^۱ و پلاسر^۲ (۱۹۸۲)، علاوه بر اینکه تعاریف متفاوتی از روند ارائه شد، فروض متفاوتی درخصوص ارتباط جزء ادواری و روند و شیوه‌های متعدد برآورد نیز مطرح شد. به عنوان نمونه در این زمینه می‌توان به کارهای بوریج^۳ و نلسون (۱۹۸۱) و کوا^۴ (۱۹۹۲) اشاره کرد.

درخصوص انتخاب میان روش‌های آماری و یا روش‌های مبتنی بر نظریات اقتصادی نیز باید توجه داشت که نظریه اقتصادی در مورد اینکه روند سری‌های زمانی چه رفتاری دارد و یا اینکه این روند دقیقاً چه ارتباطی با جزء ادواری دارد ساکت است (دلاس^۵، ۱۹۹۳). به عبارت دیگر، بدون برخی حقایق آماری که رفتار روند سری‌های زمانی را توصیف می‌کند، ارتباط بین روند و جزء ادواری از لحاظ نظری قابل شناسایی نیست و انتخاب روش‌های مختلف تجزیه سری‌های زمانی بر پایه نظریه‌های اقتصادی اختیاری است.

در اینجا به دنبال بررسی خصوصیات ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از روش‌های مختلف جداسازی روند از ادوار و مقایسه نتایج در این زمینه هستیم. در حقیقت هدف اساسی از این تحقیق بررسی این نکته است که آیا رویکردهای متفاوت به پدیده دور تجاری قادر است اطلاعات مفیدی درخصوص روابط بین متغیرهای اقتصادی در ادوار تجاری فراهم کند یا خیر. دیدگاه کلی در این زمینه این فرضیه است که علاوه بر وجود اطلاعات مفید درخصوص هم‌حرکتی متغیرها و تقدم و تأخر زمانی، نتایج تا حد زیادی به فروض در نظر گرفته شده درخصوص روند متغیرها وابسته است. این مقاله در ۶ قسمت تنظیم شده است. در بخش بعدی به برخی مطالعات انجام شده درخصوص ادوار تجاری و بررسی حقایق آشکار در این زمینه می‌پردازیم. بخش سوم به روش‌های مختلف مورد استفاده در اینجا برای جداسازی روند از ادوار تجاری اشاره خواهد شد. در این بخش عمده توجه به چگونگی تصریح

1. Nelson
2. Plosser
3. Beveridge
4. Quah
5. Dellas

روند معطوف خواهد بود. در بخش چهارم نتایج روش‌های مختلف روندزدایی در مقایسه با تاریخ-گذاری حاصل از روش معمول هودریک-پرسکات مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش پنجم نیز پراکندگی و پایداری اجزای ادواری متغیرهای منتخب و هم‌حرکتی آنها با جزء ادواری تولید ناخالص داخلی بدون نفت بررسی خواهد شد. با توجه به اینکه روش‌های مختلف روندزدایی امکان بررسی خصوصیات ادواری سری‌های زمانی از زوایای مختلف را ارائه می‌کنند، می‌توان با استفاده از این روش بررسی کرد که آیا رویکردهای متفاوت به پدیده دورتجاری قادر است اطلاعات مفیدی به منظور فهم بهتر رفتار متغیرهای اقتصادی در ادوار تجاری در اختیار قرار دهد یا خیر. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص خواهد یافت.

۲. مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات متعددی به بررسی خصوصیات ادوار تجاری و حقایق مربوط به رفتار متغیرهای مختلف در طول دوره‌های تجاری پرداخته‌اند. کنوا (۱۹۹۸) با بررسی رفتار مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصاد کلان آمریکا با استفاده روش‌های مختلف جداسازی روند از ادوار نشان داد که رفتار متغیرها و نظم‌های آماری در طول دوره‌های تجاری هم از نظر کمی و هم از نظر کیفی به روش روندزدایی وابسته است و شیوه‌های مختلف روندزدایی، انواع مختلفی از اطلاعات موجود در داده‌ها را منعکس می‌کنند. باکستر و کینگ (۱۹۹۹) با مقایسه روش‌های BK^1 ، HP^2 و FOD^3 در خصوص داده‌های آمریکا به این نتیجه رسیدند که نتایج مربوط به روش FOD به طور معناداری با نتایج حاصل از روش‌های دیگر متفاوت است، این در حالی است که نتایج مربوط به روش‌های BK و HP با هم مشابه است. برنلند^۴ (۲۰۰۰) با استفاده از دو رویکرد دامنه زمانی و دامنه فرکانسی خصوصیات ادوار تجاری در نروژ را مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که خصوصیات ادواری متغیرها تا حد زیادی از رویکردهای مختلف در روندزدایی متغیرها تأثیر می‌پذیرد. استرلا^۵ (۲۰۰۷) عنوان می‌کند که شباهت‌های موجود بین نتایج روش‌های مختلف عموماً به داده‌های مورد استفاده بستگی دارد. لارسن^۶ و واسی^۷ (۲۰۱۲) با مطالعه روش‌های مختلف جداسازی روند از ادوار به این نتیجه رسیدند که برای داده-

-
1. Baxter-King
 2. Hodrick-Prescott
 3. First order difference
 4. Bjornland
 5. Estrella
 6. Larsson
 7. Vasi

های فصلی روش های HP، BK و CF^۱ ادوار تجاری مشابهی تولید می کنند. با این حال هنگام مطالعه داده های سالانه نتایج روش HP با دو روش CF و BK متفاوت است. در این مطالعه نتایج روش FOD نیز دارای تفاوت اساسی با روش های دیگر است.

مطالعاتی که به بررسی ادوار تجاری در اقتصاد ایران پرداخته اند به طور عمده سعی در شناسایی و تاریخ گذاری چرخه ها با استفاده از روش های مختلف روندزدایی داشته اند. ولی مقدم و زنجانی (۱۳۷۹) به منظور ارائه متغیرهای پیشرو به شناسایی به تاریخ گذاری چرخه های تجاری در ایران پرداخته اند. روش آنها در این مطالعه استفاده از روش هودریک- پرسکات^۲ برای جداسازی روند از ادوار بوده است. از مطالعات دیگری که به شناسایی چرخه های تجاری ایران پرداخته اند می توان به مطالعات صمدی و جلائی (۱۳۸۳) و ختایی و دانش جعفری (۱۳۸۰) و هوشمند و همکاران (۱۳۸۷) و جهانگرد و فرهادی (۱۳۸۱) اشاره کرد.

شاهمرادی و دیگران (۲۰۱۱) با بررسی خصوصیات ادوار تجاری اقتصاد ایران و هم حرکتی متغیرهای اقتصاد کلان عنوان می کنند که نوسانات پذیری ادواری در اقتصاد ایران بالا بوده و به استثنای کل های پولی، هم حرکتی متغیرهای اقتصاد کلان در طول دوره های تجاری مشابه سایر کشورهای در حال توسعه است. براساس یافته های این تحقیق تکانه های جانب عرضه نقش اساسی را در نوسانات ادواری اقتصاد ایران ایفا می کنند. علاوه بر این، نتایج این مطالعه نشان می دهد که رفتار حجم اسمی پول و قیمت ها با قیمت های نفت هم جهت است.

در مطالعه برکچیان و مجاب (۱۳۹۱) ادوار تجاری بر پایه تحلیل حساسیت روش های شناسایی آنها مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه ادوار تجاری با استفاده از روش های هودریک- پرسکات، باکستر و کینگ، کریستیانو - فیتزجرالد و بوریج - نلسون و در حالت های یک و چندمتغیره مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان می دهد که شناسایی چرخه های تجاری در اقتصاد ایران و تاریخ گذاری آنها به نوع روش مورد استفاده برای تجزیه روند و ادوار حساسیت بالایی ندارد.

برکچیان و عینیان (۱۳۹۱) با استفاده از الگوریتم «برای - بوشان»^۳ اقدام به تاریخ گذاری ادوار تجاری و شناسایی نقاط برگشت نموده اند. در این مطالعه نشان داده می شود که استفاده از فیلتر میان گذر باکستر - کینگ به جای دو بار استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات جهت حذف روند بلندمدت و

1. christiano-fitzgerald
2. HP Filter
3. bry-boschan

چرخه‌های کوتاه‌مدت نتایج متفاوتی را ارائه نمی‌کند. همچنین با تغییر پارامتر هموارسازی فیلتر هودریک-پرسکات در یک بازه زمانی گسترده نقاط اوج و حضیض تغییری نمی‌کنند.

۳. رویکردهای مختلف در تجزیه سری‌های زمانی

۳-۱. روش روند خطی تابعی از زمان

یک روش متعارف در جداسازی روند از ادوار توسل به این فرض اساسی است که اقتصاد در طول یک مسیر هموار حرکت می‌کند و در این مسیر با تکانه‌های موقتی و انحراف از این مسیر مواجه می‌شود. جزء روند در حقیقت مسیر بلندمدت حرکت اقتصاد را توصیف می‌کند و رشد هموار بهره‌وری عامل بنیادین حرکت اقتصاد در طول این روند است. با توجه به اینکه رشد بهره‌وری در برخی دوره‌ها ممکن است دچار تغییرات قابل توجه شود در مسیر رشد بلندمدت می‌توان روندهای مختلفی را در دوره‌های مختلف زمانی شناسایی کرد. به منظور در نظر گرفتن این تغییرات فرض می‌شود که جزء روند در شیب و یا عرض از مبدا خود دچار شکست ساختاری می‌شود:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 S(\psi) + \alpha_3 L(\psi) + \varepsilon_t$$

$$G_t = \hat{\alpha}_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 S(\psi) + \alpha_3 L(\psi)$$

$$C_t = Y_t - G_t$$

که در آن ε_t را می‌توان توسط یک فرایند ARMA مدل‌سازی نمود. $S(\psi)$ و $L(\psi)$ معرف متغیرهای مجازی^۱ هستند که به ترتیب شیب و عرض از مبدا را در زمان ψ ($0 < \psi < T$) نشان می‌دهند و به همین دلیل دارای خصوصیات زیرند:

$$S(\psi) = t - \psi$$

$$L(\psi) = \begin{cases} 1, & t > \psi \\ 0, & t \leq \psi \end{cases}$$

نقاط شکست ساختاری را با استفاده از روش بای^۲ (۱۹۹۷) و بای-پرون^۳ (۱۹۹۸) برآورد خواهیم کرد.

-
1. Dummy variable
 2. Bai
 3. Perron

۲-۳. روش هودریک - پرسکات

یک روش متعارف برای جداسازی روند و جزء ادواری در متغیرها استفاده از روش هودریک - پرسکات^۱ است. در این روش روند به گونه ای تعیین می شود که عبارت زیر حداقل گردد:

$$\sum_{t=0}^x (y_t - g_t^x)^2 + \lambda \sum_{t=0}^T ((g_{t+1}^x - g_t^x) - (g_t^x - g_{t-1}^x))^2$$

که در آن λ پارامتری است که میزان هموار بودن سطح روند را مشخص می کند. با افزایش λ جزء روند (g_t^x) هموارتر شده و هنگام افزایش آن به سمت بی نهایت، روند به حالت کاملاً خطی نزدیک خواهد شد. در حقیقت این پارامتر جریمه ای است که در تابع زیان فوق به برای تغییرات در نرخ رشد روند در نظر گرفته می شود. روند زدایی با این روش دارای دو مشخصه مهم است: اول اینکه در آن فرض می شود اجزای ادواری و روند با هم همبستگی ندارند و دوم اینکه جزء روند یک فرایند هموار است که در طول زمان تغییر می کند اما تغییرات آن یکباره و آنی نیست. مطالعات مختلف نشان می دهد که برای داده های فصلی $\lambda=1600$ به خوبی می تواند خصوصیات ادواری متغیرها را نشان دهد.

به رغم فراگیر بودن استفاده از این فیلتر انتقاداتی نیز به آن وارد است. [در این زمینه نگاه کنید به: کوگلی^۲ و ناسون^۳ (۱۹۹۵) و کینگ^۴ و ربلو^۵ (۱۹۹۳)]. هنگام استفاده از این فیلتر در مواقع وجود متغیرهای انباشته، حتی در صورتی که داده های واقعی هیچ روند ادواری نداشته باشند ممکن است نتایج به استخراج نوسانات ادواری منجر شود. از همین رو، این فیلتر در معرض انتقاد نلسون و کنگ^۶ (۱۹۸۱) قرار دارد.

۳-۳. روش بوریج و نلسون

تجزیه بوریج و نلسون^۷ (BN) یک روش بر مبنای مدل به منظور تجزیه یک سری زمانی تک متغیره و یا چند متغیره به مؤلفه های دائمی و موقتی است. بوریج و نلسون (۱۹۸۰) جزء دائمی یک فرایند انباشته

-
1. Hodrick-prescott
 2. Cogley
 3. Nason
 4. King
 5. Rebelo
 6. Kang
 7. Beveridge -Nelson

از مرتبه اول y_t را مقدار پیش‌بینی سری مورد نظر تعدیل شده با میانگین نرخ رشد معرفی می‌کنند هنگامی که زمان به سمت بی‌نهایت میل می‌کند:

$$TD_t + BN_t = \lim_{h \rightarrow \infty} y_{t+h|t} - \delta h$$

که در آن TD روند قطعی و BN بخش تصادفی جزء دائمی و یا همان روند BN است. در این تجزیه جزء دائمی، یک فرایند گام تصادفی در نظر گرفته می‌شود و الگوی تغییرات موقتی نیز یک فرایند مانا با میانگین صفر و همبستگی کامل با جزء دائمی است. در صورتی که سری زمانی یک متغیره y_t یک فرایند انباشته از مرتبه اول باشد تفاضل مرتبه اول آن (Δy_t) مانا بوده و نمایش والد^۱ آن به صورت زیر خواهد بود:

$$\Delta y_t = \delta + \psi(L)\varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \quad \varepsilon_t \sim iid$$

و با جاگذاری پی در پی داریم:

$$y_t = y_0 + \delta t + \psi(L) \sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_j$$

با توجه به اینکه:

$$\psi(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j L^j, \quad \psi_0 = 1,$$

$$\psi(L) = \psi(1) + (1-L)\tilde{\psi}(L), \quad \psi(1) = \sum_{k=0}^{\infty} \psi_k$$

$$\tilde{\psi}(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{\psi}_j L^j, \quad \tilde{\psi}_j = -\sum_{k=j+1}^{\infty} \psi_k$$

خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} y_t &= y_0 + \delta t + (\psi(1) + (1-L)\tilde{\psi}(L)) \sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_j \\ &= y_0 + \delta t + \psi(1) \sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_j + \tilde{\varepsilon}_t - \tilde{\varepsilon}_0 \quad (**) \\ &= TD_t + TS_t + C_t \end{aligned}$$

1. Wold representation

$$C_t = \tilde{\varepsilon}_t - \varepsilon_0 \text{ و } TS = \psi(1) \sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_j \text{ و } TD = y_0 + \delta t \text{ و } \tilde{\varepsilon}_t = \tilde{\psi}(L)\varepsilon_t$$

که در آن $\tilde{\varepsilon}_t = \tilde{\psi}(L)\varepsilon_t$ و $TD = y_0 + \delta t$ و $TS = \psi(1) \sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_j$ و $C_t = \tilde{\varepsilon}_t - \varepsilon_0$ جزء مانای ادواری است. با استفاده از تعریف می‌توان نشان داد که روند تصادفی به دست آمده در اینجا همان روند BN است. کادینگتون^۱ و وینترز^۲ (۱۹۸۷) عنوان می‌کنند که یک روش سریع برای جداسازی روند و ادوار تجاری محاسبه مستقیم BN از رابطه ** با برآورد $\psi(1)$ است. یک مشکل اساسی در این زمینه این است که مقدار اولیه y_0 نامعلوم است. براساس نیوبلد^۳ (۱۹۹۰) می‌توان با استفاده از تعریف روند بر مبنای پیش‌بینی حدی y_t که با میانگین نرخ رشد روند تعدیل شده باشد y_0 را محاسبه کرد. در صورتی که خطای پیش‌بینی کوچک باشد می‌توان با استفاده از این روش برای یک دوره y_0 را محاسبه و مطابق روش قبلی روند را استخراج نمود.

مزایای استفاده از روش BN برای روند زدایی این است که به خوبی می‌توان از آن در مواردی که متغیر مورد نظر هم انباشته از مرتبه اول - $I(1)$ است استفاده کرد. با این حال این روش دارای اشکالاتی نیز می‌باشد.

اول اینکه نمی‌توان معیار مطلق برای انتخاب برآورد مناسب ARIMA از متغیر مورد نظر داشت؛ به این معنا که با معیارهای متفاوت برآوردهای متفاوتی نیز برای الگوی ARIMA به دست خواهد آمد. همان‌گونه که کریستیانو^۴ و ایچنباوم^۵ (۱۹۹۰) اشاره کرده‌اند مدل‌های مختلف ARIMA وجود دارند که با توابع خودهمبستگی‌های نمونه تطابق دارند. با توجه به اینکه مدل‌های مختلف از این دست که خصوصیات کوتاه‌مدت مشابهی دارند، می‌توانند خصوصیات بلندمدت کاملاً متفاوتی داشته باشند، تصریحات مختلف می‌تواند به نتایج متفاوتی در تجزیه سری زمانی به جزء روند و ادواری منجر شود.

موضوع بعدی این است که برآورد مدل ARIMA با مرتبه پایین به طور سیستماتیک جزء گام تصادفی داده‌ها را بیش از حد برآورد می‌کند و سرانجام آنکه در صورتی که ماندگاری^۶ سری مورد نظر زیاد باشد تفسیر ادوار به دست آمده مشکل خواهد بود (برنلند، ۲۰۰۰).

1. Coddington
2. Winters
3. Newbold
4. Christiano
5. Eichenbaum
6. Persistence

در اینجا پس از برآورد حدود ۴۰ الگوی مختلف ARIMA برای هر یک از متغیرهای مورد نظر، یک تا سه الگوی مختلف براساس معیارهای شوارتز، آکایک و هنان کویین، برای هر متغیر انتخاب شد.

۳-۴. روش فیلتر میان‌گذر

ایده اصلی در فیلتر میان‌گذر^۱ حذف و فیلتر کردن همه نوسانات سری به جز یک محدوده مشخص از فرکانس در سری مورد نظر است. در این فیلتر لازم است که دوره تناوب ادوار مشخص باشد. برنز^۲ و میچل^۳ (۱۹۴۶) طول دوره‌های تجاری در آمریکا را در ابتدا بین یک تا ۱۲ سال در نظر گرفتند و در طبقه‌بندی NBER میانگین طول دوره تجاری آمریکا بین ۴ تا ۶ سال در نظر گرفته شده است (زارنویتس^۴ و مور^۵، ۱۹۸۶). در اینجا طول دوره تجاری در ایران براساس مطالعه برکچیان و مجاب (۱۳۹۳) ۱/۵ تا ۳ سال در نظر گرفته شده است. نوسانات با دوره‌های بیش از ۳ سال را به عنوان روند و نوسانات با دوره کمتر از ۱/۵ سال را به عنوان مؤلفه‌های تصادفی در نظر می‌گیریم.

۴. بررسی حقایق آشکار^۶ ادوار تجاری در اقتصاد ایران

به منظور بررسی ویژگی‌ها و الگوهای رفتاری متغیرهای مختلف اقتصاد کلان در دوره‌های رونق و رکود، رفتار تولید ملی بدون نفت (GDP)، مصرف بخش خصوصی (C)، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (I)، صادرات غیرنفتی (EX)، واردات (IM)، دستمزد واقعی (RW)، نرخ بیکاری (U)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و حجم نقدینگی (M2) را از منظر خصوصیات نظیر پراکندگی، پایداری و هم‌حرکتی متغیرها هنگام نوسانات اقتصادی، مورد بررسی قرار می‌دهیم. در این بخش پس از تعدیل فصلی داده‌ها با استفاده از Tramo/Seats و حذف جزء فصلی، در ابتدا رفتار نوسانی تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار گرفته و سپس اجزای ادواری و روند سری زمانی متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از ۴ روش روند‌زدایی خطی با لحاظ شکست ساختاری (DTB)^۷، فیلتر هودریک-پرسکات (HP)، روش بوریچ و نلسون (BN) در دو حالت برآورد مدل

-
1. Band Pass Filter
 2. Burns
 3. Mitchell
 4. Zarnowitz
 5. Moore
 6. Stylized facts
 7. Deterministic Trend with Break

ARIMA با درجه پایین و درجه بالا و فیلتر میان گذر (BP)، جدا شده و نتایج مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۴-۱. بررسی رفتار تولید ناخالص داخلی

۴-۱-۱. رشد بلندمدت

داده‌های مربوط به حجم فعالیت‌های اقتصادی بیانگر آن است که علاوه بر نوسانات قابل توجه کوتاه-مدت در رشد تولید و وجود ادوار تجاری متعدد، نرخ رشد متوسط بلندمدت در دوره‌های زمانی مختلف نیز تغییرات محسوسی داشته است.

در اینجا با استفاده از رویکرد بای (۱۹۹۷) و بای-پرون (۱۹۹۸ و ۲۰۰۳) یک روند خطی همراه با شکست ساختاری برای تولید ناخالص داخلی بدون نفت را برآورد کرده‌ایم. در این رویکرد بای و پرون نتایج نظری و تجربی خود را برای توسعه چارچوب ارائه شده از سوی کوانت^۱ و اندریوس^۲ (۱۹۶۰، ۱۹۹۳ و ۱۹۹۴) به منظور فراهم کردن امکان بررسی نقاط چندگانه شکست ساختاری ارائه دادند.

در این رویکرد پس از تعیین نقاط شکست ساختاری با استفاده از رویکرد آزمون‌های متوالی^۳ برای هر دوره تابع زیر برآورد می‌گردد:

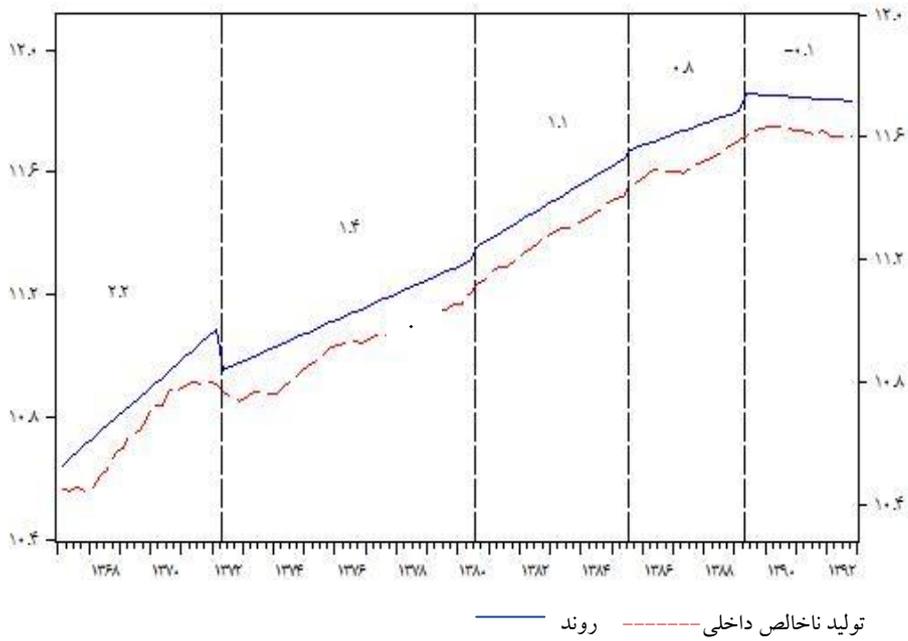
$$LGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 TREN D + \varepsilon_t$$

که در آن $LGDP$ لگاریتم تولید و $TREN D$ روند زمانی است.

نتایج حاصل در جدول (۱) نشان داده شده است. همان‌گونه که در نمودار شماره (۱) نیز مشاهده می‌شود روند تولید در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۸۰، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ ش‌دچار شکست در شیب و عرض از مبدأ شده، به طوری که به‌رغم افزایش در سطح مسیر رشد بلندمدت بعد از سال ۱۳۸۰، شیب نمودار که معرف نرخ رشد فصلی (نرخ رشد بین دو فصل متوالی) است از سال ۱۳۷۲ پیوسته کاهش یافته است. بالاترین نرخ رشد فصلی در طول دوره بررسی مربوط به سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۷۲ ش‌، برابر با ۲/۲ درصد و پایین‌ترین نرخ رشد روند مربوط به دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ ش‌ برابر با صفر است. در این فاصله زمانی (بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۹ ش‌) متوسط نرخ رشد فصلی ۱/۳ درصد بوده است که حاصل نرخ رشد

1. Quandt
2. Andrews
3. Sequential Testing Procedure

۱/۱ درصدی بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۰، نرخ رشد ۱/۴ درصدی بین سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۵ و نرخ رشد ۰/۸ درصدی بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ بوده است.



نمودار ۱. تولید ناخالص داخلی بدون نفت و روند بلندمدت آن

جدول ۱. برآورد روند خطی تولید ناخالص داخلی بدون نفت (ارقام داخل پرانتز نشان دهنده انحراف استاندارد است)

دوره زمانی	α_0	α_1
۱۳۶۷: ۱ - ۱۳۷۲: ۱	۱۰/۵۲ (۰/۰۲۳)	۰/۰۲۲ (۰/۰۰۲)
۱۳۷۲: ۲ - ۱۳۸۰: ۲	۱۰/۶ (۰/۰۳۶)	۰/۰۱۱ (۰/۰۰۰۷)
۱۳۸۰: ۳ - ۱۳۸۵: ۱	۱۰/۴۳ (۰/۰۱۸)	۰/۰۱۴ (۰/۰۰۰۲)
۱۳۸۵: ۳ - ۱۳۸۹: ۱	۱۰/۹ (۰/۰۸۷)	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۱)
۱۳۸۹: ۲ - ۱۳۹۲: ۴	۱۱/۸۹ (۰/۱۴۸)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

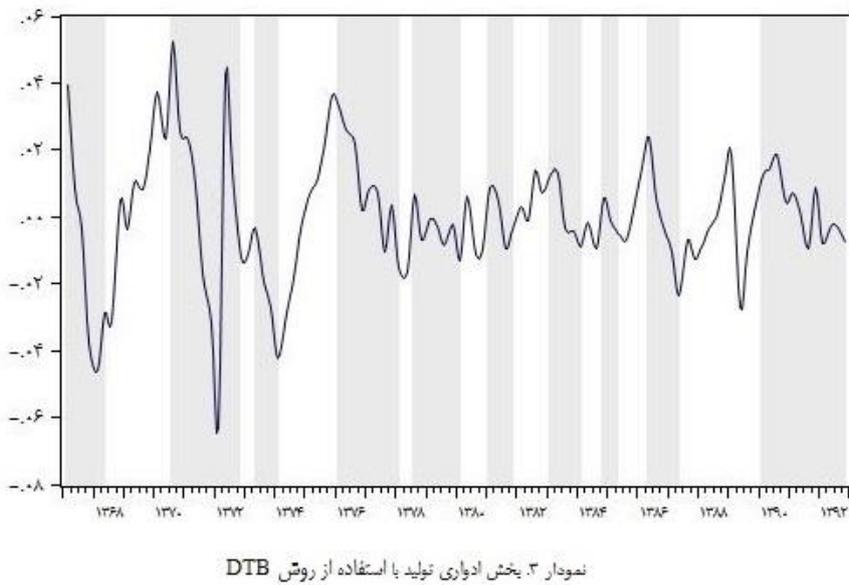
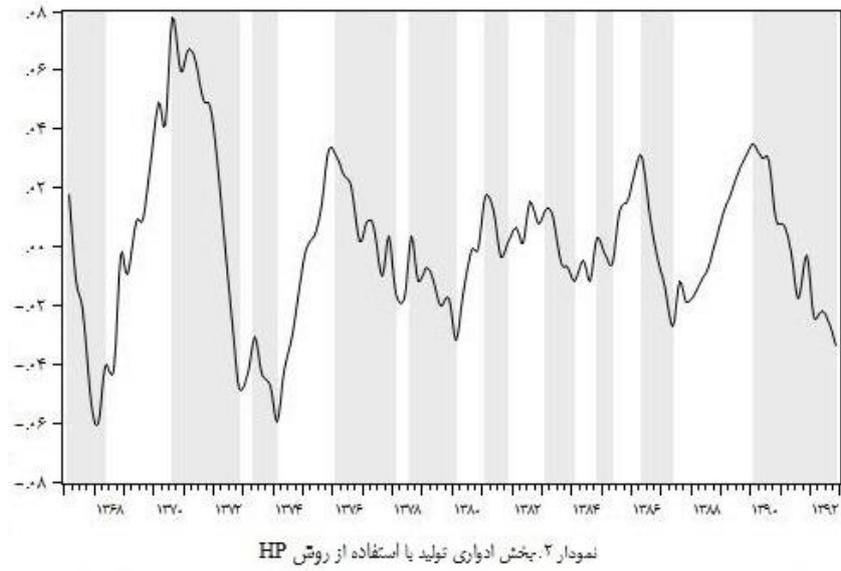
۴-۱-۲. نوسانات کوتاه‌مدت و نقاط بازگشت ادوار تجاری

در ایران مطالعات متعددی به تاریخ‌گذاری ادوار تجاری و تعیین نقاط بازگشت ادوار تجاری پرداخته‌اند که با وجود برخی تفاوت‌ها، در تشخیص دوره‌های رونق و رکود در موارد متعددی به نتایج تقریباً مشابهی رسیده‌اند. براساس مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۲) که با استفاده از الگوریتم برای - بوشان اقدام به تاریخ‌گذاری ادوار تجاری از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ نموده‌اند، تولید ناخالص داخلی بدون نفت در این مدت ۹ دوره رکود و ۸ دوره رونق را تجربه کرده است. بر این اساس، میانگین طول یک دوره تجاری ۹/۶ فصل و متوسط طول دوره رونق و رکود به ترتیب ۴/۶ و ۵ فصل تشخیص داده شده است (شکل ۳-۳). با توجه به شروط مورد نظر برای کمینه طول دوره تجاری و طول دوره‌های رونق و رکود در الگوریتم مذکور، در اینجا تاریخ‌گذاری مورد نظر تا سال ۱۳۹۲ ادامه داده شده است که در آن یک دوره رکود و یک دوره رونق دیگر نیز شناسایی شده‌اند.

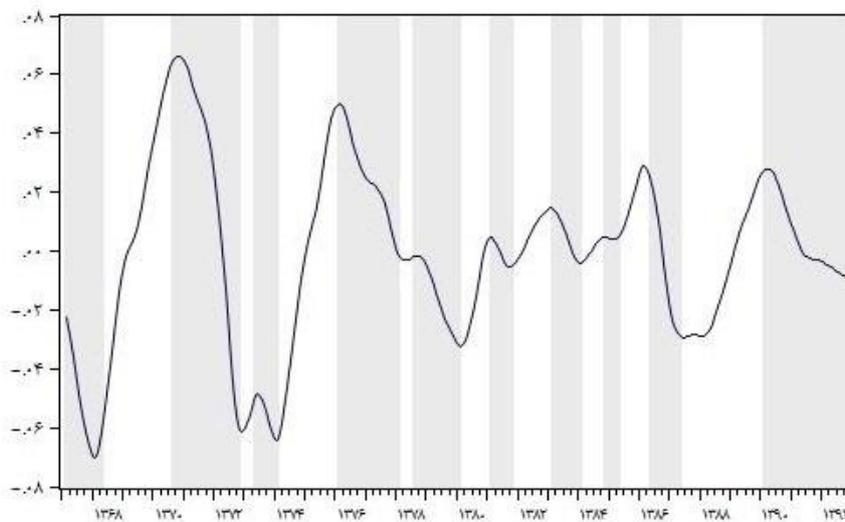
در نمودارهای ۲-۳ تا ۷-۳ ادوار به دست آمده از روش‌های DTB، HP، BP، و BN نشان داده شده است. قسمت‌های خاکستری نشان‌دهنده دوره‌های رکود شناسایی شده براساس روش هودریک پرسکات با استفاده از الگوریتم برای - بوشان است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود رکودهای شناسایی شده براساس روش‌های DTB، HP و BP تقریباً بر هم منطبق است و هر سه روش تاریخ‌گذاری مشابهی را برای دوره‌های رونق و رکود و نقاط بازگشت ارائه می‌کنند. این در حالی است که نتایج به دست آمده از روش BN حاکی از عدم انطباق معنادار دوره‌های رونق رکود شناسایی شده با نتایج حاصل شده از روش‌های دیگر است. این نتیجه تقریباً در مورد هر سه برآورد مختلف ARIMA برای تولید مشابه است.

این موضوع مویید این مطلب است که با در نظر گرفتن روند تولید به عنوان یک فرایند تفاضل پایا^۱، در موارد متعدد نوسان در فعالیت‌های اقتصادی، شوک‌های وارد شده جانب عرضه اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده است. در این خصوص می‌توان به دو دوره مهم کاهش فعالیت‌های اقتصادی در سال‌های بین ۱۳۷۲-۳ تا ۱۳۷۰-۳ و همچنین، سال‌های بین ۱۳۹۲-۴ تا ۱۳۹۰-۱ اشاره کرد. در هر دو دوره به وضوح روند تولید پایین‌تر از سطح واقعی تولید قرار گرفته است. این در حالی است که در روند زدایی با سه روش دیگر این دو دوره به عنوان کاهش موقتی رشد تولید به مقداری پایین‌تر از روند تفسیر می‌شوند.

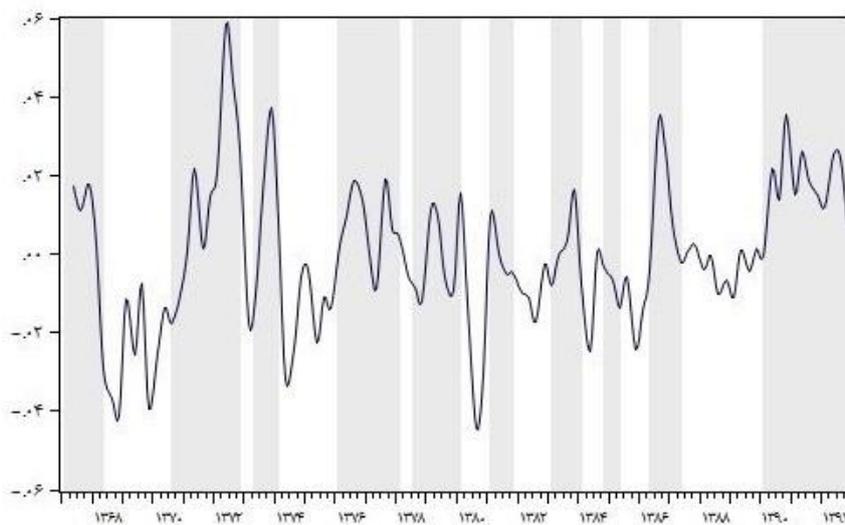
1. Difference Stationary process



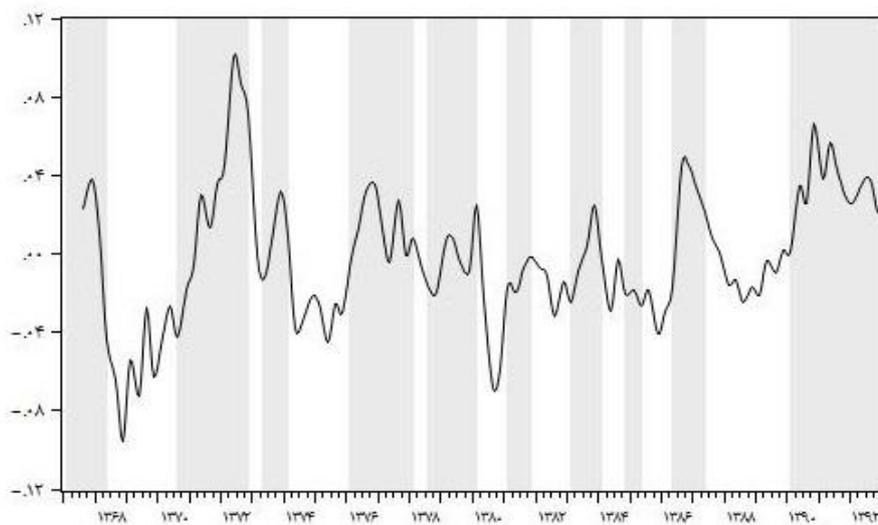
برخی حقایق ادوار تجاری در اقتصاد ایران ۷۱



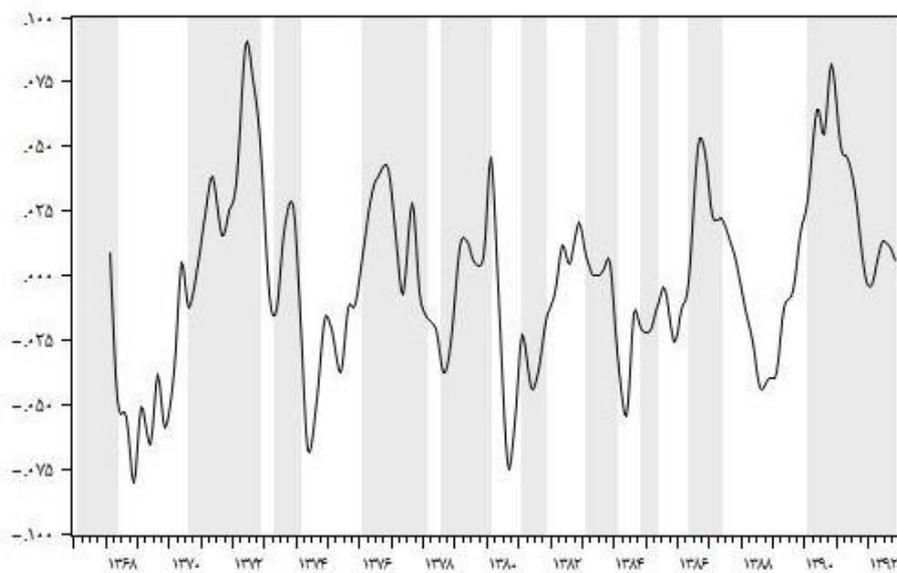
نمودار ۴. بخش ادواری تولید با استفاده از روش BP



نمودار ۵. بخش ادواری تولید با استفاده از روش BN-MA (5)



نمودار ۶. بخش ادواری تولید یا استفاده از روغن BN-ARIMA (1,1,5)



نمودار ۷. بخش ادواری تولید یا استفاده از روغن BN-ARIMA (3,1,5)

۴-۱-۳. توابع خود همبستگی و ماندگاری^۱ جزء ادواری تولید

با بررسی توابع خود همبستگی تولید شده در هر روش روند زدایی می‌توان به معیاری برای پایداری و طول دور تجاری دست یافت. در جدول شماره (۲) توابع خود همبستگی جزء ادواری تولید برای ۱۰ وقفه نشان داده شده است. همان‌طور که انتظار می‌رود الگوی خود همبستگی تولید شده با تغییر روش روند زدایی تغییر می‌کند.

به نظر می‌رسد الگوی تولید شده با روش DTB کمترین پایداری و الگوهای BN با درجات پایین‌تر ARIMA، بیشترین پایداری را نشان می‌دهند. ادوار تولید شده با روش (BP) و (HP) از منظر پایداری الگویی شبیه به هم دارند و به همراه نتایج به دست آمده از روش BN با درجه بالای ARIMA بین دو گروه اول جای می‌گیرند.

جدول ۲. توابع خود همبستگی جزء ادواری تولید ناخالص داخلی بدون نفت

	DTB	BN-low	BN-MID	BN-HIGH	BP	HP
۱	۰/۵۲۵	۰/۵۹۶	۰/۷۵۹	۰/۷۵۶	۰/۹۴۹	۰/۸۶۵
۲	۰/۳۰۵	۰/۲۵۹	۰/۵۴۵	۰/۴۹۸	۰/۸۱۱	۰/۷۳
۳	۰/۰۹۲	۰/۰۹	۰/۳۱۳	۰/۳۲۷	۰/۶۱	۰/۵۲۳
۴	-۰/۰۷۹	۰/۲۳۱	۰/۲۴	۰/۲۱۷	۰/۳۸	۰/۲۸۱
۵	-۰/۱۳۷	۰/۱۷۳	۰/۱۰۶	۰/۰۱۹	۰/۱۴۵	۰/۱۱۵
۶	-۰/۲۶۵	۰/۰۹۴	۰/۰۰۶	-۰/۱۶۸	-۰/۰۸۱	-۰/۱۱۲
۷	-۰/۲۲	-۰/۰۳۶	-۰/۰۹۸	-۰/۳۱۴	-۰/۲۹	-۰/۲۹۵
۸	-۰/۲۵۴	-۰/۱۷۴	-۰/۱۸۶	-۰/۳۶۵	-۰/۴۷۳	-۰/۴۶۱
۹	-۰/۲۰۴	-۰/۲۱۶	-۰/۲۴۷	-۰/۳۵	-۰/۶۱۸	-۰/۵۸۲
۱۰	-۰/۱۹۷	-۰/۲۱۱	-۰/۲۷۲	-۰/۲۷۸	-۰/۷۱۳	-۰/۶۳۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲. پراکندگی اجزای ادواری متغیرهای کلان

در جدول (۳) انحراف معیار اجزای ادواری متغیرهای مختلف، به تفکیک روش روند زدایی نشان داده شده است. نتایج نشان می‌دهد که شیوه حذف روند تأثیر قابل ملاحظه‌ای در پراکندگی جزء ادواری متغیرهای مختلف دارد. کمترین انحراف معیار تولید ناخالص داخلی بدون نفت مربوط به رویکرد DTB (۱/۸۲ درصد) و بیشترین آن مربوط به روش BN-HIGH (۳/۴۷ درصد) است. همه روش‌های

1. Persistence

مورد بررسی بجز روش BP، صادرات غیرنفتی، واردات و سرمایه‌گذاری را به ترتیب نوسان‌پذیرترین اجزای مخارج ملی نشان می‌دهند و تنها در روش BP پراکندگی سرمایه‌گذاری از واردات بیشتر است. بین اجزای مختلف درآمد ملی بیشترین پراکندگی مربوط به صادرات غیر نفتی است که مقدار آن در کمترین حالت مربوط به روش DTB (۲۱ درصد) و در بیشترین حالت مربوط به روش BN-Low است (۳۲/۹ درصد).

پراکندگی سرمایه‌گذاری در همه روش‌های مورد بررسی بالاتر از تولید است که کمترین مقدار آن مربوط به روش DTB (۵/۲ درصد) و بیشترین آن مربوط به روش BN (۱۵ درصد) است. پراکندگی مصرف نسبت به تولید نیز وضعیتی تقریباً مشابه سرمایه‌گذاری دارد و جزء ادواری مصرف در همه روش‌ها به استثنای روش BN، نسبت به تولید، نوسان بیشتری نشان می‌دهد.

در بین سایر متغیرها بیشترین پراکندگی مربوط به دستمزد واقعی و ارزش افزوده بخش نفت است که محدوده آن در مورد دستمزد واقعی از ۱۰/۶ تا ۱۶/۹ درصد و در مورد ارزش افزوده بخش نفت از ۹/۵ تا ۱۲/۵ درصد است.

وضعیت پراکندگی شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم نقدینگی نیز در همه روش‌ها بجز DTB و BN-Low، همانگونه که انتظار می‌رود، بسیار به هم نزدیک است.

درخصوص نرخ بیکاری نیز انحراف معیار به‌دست آمده از ۳/۱ تا ۶/۸ متغیر است. کمترین پراکندگی این متغیر در روش DTB و بیشترین آن در روش HP به‌دست آمده است.

جدول ۳. انحراف معیار اجزای ادواری متغیرهای مورد بررسی

	DTB	BN-LOW	BN-MID	BN-HIGH	BP	HP
Real GDP	۱/۸۳	۱/۸۶	۳/۴۲	۳/۴۷	۲/۹۲	۲/۷۱
Real consumption	۳/۲۳	۱/۶۸	-	-	۲/۹۳	۳/۶
Real Investment	۵/۲۶	۱۵/۰۴	-	-	۸/۷۵	۸/۸۳
Real non-oil Exports	۲۱/۰۷	۳۲/۹۲	-	۳۲/۶۶	۲۱/۸	۲۶/۲۴
Real Imports	۱۶/۵۴	۱۲/۸۸	-	۱۴/۳۹	۳/۸۳	۱۹/۶۸
Oil Sector Value added	۱۲/۱۸	-	-	-	۹/۵۲	۱۲/۵۲
Consumer Price Index	۳/۶۱	۳/۸۴	۳/۷۴	۶/۲۲	۴/۶۷	۴/۶۴
M2	۱/۳۷	۱/۴۴	-	۶/۶	۳/۳۵	۳/۲۹
Real Wage	۱۶/۳۳	۱۲/۴۹	-	-	۱۰/۶۵	۱۶/۹۹
Unemployment	۳/۱۳	-	-	-	۵/۵۹	۶/۸۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۴. همبستگی متقابل^۱ و هم حرکتی اجزای ادواری متغیرهای کلان

در اینجا به منظور بررسی نظم‌های آماری ادوار تجاری روی هم حرکتی اجزای ادواری GDP و اجزای ادواری سایر متغیرهای کلان متمرکز می‌شویم. برای اندازه‌گیری میزان هم حرکتی اجزای ادواری متغیرهای مختلف و اجزای ادواری تولید به تبعیت از افکنشن^۲ و سرلیتس^۳ (۲۰۰۲)، ضریب همبستگی^۴ بین آنها $\rho(i)$ را مورد استفاده می‌دهیم.

ضریب همبستگی همزمان $\rho(0)$ - حاوی اطلاعات مهمی درخصوص هم حرکتی همزمان اجزای ادواری متغیرهاست. در حقیقت اگر ضریب همبستگی همزمان جزء ادواری یک سری زمانی با جزء ادواری سری تولید، مثبت، منفی یا صفر باشد، گفته می‌شود که رفتار سری مورد نظر موافق سیکلی^۵، ضد سیکلی^۶ و یا غیر سیکلی^۷ است (افکنشن و سرلیتس، ۲۰۰۲).

بر همین اساس می‌توان درخصوص حرکت متأخر و یا متقدم یک سری زمانی نسبت به سری تولید قضاوت کرد. در صورتی که $|\rho(i)|$ به ازای مقادیری از j حداکثر مقدار خود را داشته، بسته به اینکه j مثبت، منفی و یا صفر باشد، سری زمانی مورد نظر، متأخر (پس‌رو)^۸، متقدم (پیش‌رو)^۹ و یا همزمان^{۱۰} خوانده می‌شود.

۳-۴-۱. رفتار اجزای مخارج ملی و ارزش افزوده بخش نفت

همبستگی متقابل سری زمانی اجزای ادواری متغیرهای مختلف با تولید برای ۵ وقفه متقدم و متأخر هر سری در جدول شماره (۴) و (۵) نشان داده شده است. به‌رغم تفاوت‌های قابل توجه در مقادیر مطلق به دست آمده از روش‌های مختلف حذف روند، اغلب نتایج با نظم‌های متعارف در ادبیات اقتصاد کلان مطابقت دارد.

1. Cross Correlation
2. Afxentiu
3. Serletis
4. Correlation Coefficient
5. Proccyclical
6. counter cyclical
7. acyclical
8. Lagging
9. Leading
10. Synchronous

جدول ۴. همبستگی متقابل اجزای ادواری تولید ناخالص داخلی بدون نفت با اجزای آن

	Lead/lags	DTB	BN-low	BN-high	BP	HP
Real Consumption	-۵	۰/۰۴۵	۰/۰۴۶	۰/۱۲	-۰/۲۹۱	-۰/۱۷۶
	-۴	-۰/۰۳	-۰/۰۵۸	۰/۰۶۸	-۰/۱۷۱	-۰/۱۹۹
	-۳	۰/۰۲۹	۰/۰۲۵	۰/۰۴	-۰/۰۳	-۰/۱۱۳
	-۲	۰/۱۸۴	۰/۰۱۸	۰/۰۳۶	۰/۱۳۳	۰/۰۲۲
	-۱	۰/۱۲۹	۰/۰۲۷	۰/۰۲۲	۰/۲۹۸	۰/۱۱
	۰	۰/۲۹۶	-۰/۲۶۷	-۰/۲	۰/۴۳۸	۰/۲۸۹
	۱	۰/۱۸۸	-۰/۳۰۳	-۰/۲۳۹	۰/۵۲۹	۰/۲۶۴
	۲	-۰/۰۶۷	-۰/۱۵۸	-۰/۱۷۵	۰/۵۵۹	۰/۳۰۷
	۳	-۰/۱۹۱	-۰/۰۸۱	-۰/۰۹۹	۰/۵۵۱	۰/۲۳۶
	۴	۰/۰۰۴	-۰/۰۶۵	-۰/۱۴۸	۰/۵۲۷	۰/۲۴۹
	۵	۰/۱۰۷	-۰/۲۰۳	-۰/۲۲۸	۰/۴۸۹	۰/۳۰۶
Real Investment	-۵	-۰/۲۰۵	۰/۲۵۱	۰/۳۰۱	۰/۰۵	۰/۰۴۴
	-۴	-۰/۱۳۷	۰/۱۷۱	۰/۲۸۱	۰/۲۸۷	۰/۲۶۱
	-۳	-۰/۰۸۶	۰/۱۰۸	۰/۲۵	۰/۵۰۲	۰/۴۴۹
	-۲	۰/۱۴۵	۰/۰۲۵	۰/۱۹۳	۰/۶۸۱	۰/۶۵۵
	-۱	۰/۱۷۴	-۰/۰۷۹	۰/۱۱۲	۰/۸۱	۰/۷۳۱
	۰	۰/۳۱۲	-۰/۲۰۲	-۰/۰۱۴	۰/۸۷۳	۰/۸۲۴
	۱	۰/۱۹۳	-۰/۳۱۶	-۰/۱۳۳	۰/۸۶۴	۰/۷۸۹
	۲	۰/۱۴۸	-۰/۳۷۷	-۰/۲۵۲	۰/۷۹۴	۰/۷۰۱
	۳	۰/۲۶۴	-۰/۴۴۵	-۰/۳۷۷	۰/۶۷۳	۰/۶۰۵
	۴	۰/۲۲۳	-۰/۴۷۷	-۰/۴۷۳	۰/۵۰۵	۰/۴۲۴
	۵	۰/۲۴۲	-۰/۵۴	-۰/۵۸۱	۰/۲۹۵	۰/۲۶۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. همبستگی متقابل اجزای ادواری تولید ناخالص داخلی بدون نفت با اجزای آن و ارزش افزوده بخش نفت

	Lead/lags	DTB	BN-LOW	BN-HIGH	BP	HP
Real Export	-۵	-۰/۱۴۴	۰/۱۵۵	۰/۰۸	-۰/۳۳۷	-۰/۲۴۶
	-۴	-۰/۰۰۲	۰/۱۱۳	۰/۰۸۶	-۰/۳۱۹	-۰/۲۱۲
	-۳	۰/۰۰۳	۰/۱۳۳	۰/۱۳	-۰/۲۹۹	-۰/۱۹۲
	-۲	-۰/۰۳۷	۰/۱۰۶	۰/۱۳۹	-۰/۲۶۲	-۰/۱۸۸
	-۱	۰/۰۰۷	۰/۱۷۱	۰/۱۸۸	-۰/۱۹۳	-۰/۱۵۳
	۰	۰/۰۹۳	۰/۲۳۹	۰/۲۴۷	-۰/۰۹۴	-۰/۰۴۶
	۱	۰/۱۳۳	۰/۲۳۳	۰/۲۶	۰/۰۱۸	۰/۰۴۲
	۲	۰/۰۱۹	۰/۰۰۵	۰/۱۲۱	۰/۱۱۹	۰/۱۲
	۳	۰/۱۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰۶۵	۰/۲۰۲	۰/۱۸۶
	۴	-۰/۰۱۷	۰/۱۰۶	۰/۱۳	۰/۲۷۵	۰/۲۲۹
	۵	-۰/۲۳۷	۰/۱۲	۰/۱۲۵	۰/۳۵۴	۰/۱۴۶
Real Import	-۵	-۰/۰۴۳	-۰/۰۳۱	-۰/۰۳۷	۰/۲۶	۰/۱۸
	-۴	۰/۰۳۲	-۰/۰۳۹	۰/۰۰۷	۰/۴۷۷	۰/۲۹۶
	-۳	۰/۰۰۸	-۰/۰۵۸	۰/۰۵۵	۰/۶۵۲	۰/۴۱۹
	-۲	۰/۰۶۲	-۰/۲۶	۰/۰۰۴	۰/۷۶۶	۰/۵۲۱
	-۱	۰/۳۵۵	-۰/۱۷۶	۰/۱۱۶	۰/۸۱۵	۰/۴۹۶
	۰	۰/۲۲۲	-۰/۱۲	۰/۱۷۴	۰/۸۱	۰/۵۱۱
	۱	۰/۲۵۱	۰/۰۰۶	۰/۲۶۳	۰/۷۶۲	۰/۴۴۳
	۲	۰/۱۵۷	-۰/۱۴۵	۰/۱۶	۰/۶۸۳	۰/۳۹۷
	۳	-۰/۰۲۸	-۰/۱۴۶	۰/۲۱۹	۰/۵۶	۰/۳۵۸
	۴	-۰/۰۸	-۰/۱۱۶	۰/۲۷۲	۰/۳۷۷	۰/۲۲۶
	۵	-۰/۲۱۹	-۰/۱۲	۰/۲۰۶	۰/۱۴۳	۰/۰۳۹
Oil Sector Value added	-۵	-۰/۱۱۹	-	-	۰/۰۹	۰/۱۴۴
	-۴	-۰/۲۴۲	-	-	۰/۲۲۱	۰/۲۱۲

۰/۲۶۱	۰/۲۹۹	-	-	-	۰/۲۰۹	-۳
۰/۲۰۸	۰/۳۳۱	-	-	-	۰/۲۱۴	-۲
۰/۱۷۹	۰/۳۴	-	-	-	۰/۰۸۶	-۱
۰/۱۶۶	۰/۳۴۳	-	-	-	۰/۰۱۱	۰
۰/۲۰۴	۰/۳۳۹	-	-	-	۰/۰۵۵	۱
۰/۲۰۵	۰/۳۱۴	-	-	-	۰/۰۳۶	۲
۰/۱۵	۰/۲۵۶	-	-	-	۰/۰۰۹	۳
۰/۰۸۹	۰/۱۶۸	-	-	-	۰/۱۱۵	۴
-۰/۰۳	۰/۰۶۳	-	-	-	۰/۰۰۲	۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از تجزیه DTB، HP و BP دلالت قوی بر موافق سیکلی بودن رفتار مصرف و سرمایه‌گذاری واقعی بخش خصوصی دارند. ضریب همبستگی همزمان مصرف و تولید بر اساس سه روش فوق به ترتیب ۰/۲۹، ۰/۲۸ و ۰/۴۳ است. اگرچه نتایج مربوط به روش‌های DTB و HP همزمان بودن رفتار مصرف با تولید را تأیید می‌کند اما ضرایب به دست آمده از تجزیه با استفاده از روش BP نشان‌دهنده واکنش‌های قابل توجه مصرف در دوره‌های بعدی، به انحرافات تولید از روند نیز است.

شواهد به دست آمده از تجزیه به روش BN با نتایج حاصل از روش‌های دیگر کاملاً متفاوت است. ضریب همبستگی همزمان جزء ادواری مصرف و تولید منفی است و در حالت برآورد الگوی $ARIMA(0,1,5)$ و $ARIMA(3,1,5)$ برای تولید به ترتیب $-0/26$ و $-0/2$ است. توجه به انحراف معیار به دست آمده از روش‌های مختلف برای جزء ادواری مصرف نشان می‌دهد که در حالتی که جزء دائمی مصرف یک فرایند تفاضل پایا فرض شود (روش BN) سهم جزء دائمی در نوسانات مصرف نسبت جزء ادواری به طور قابل توجهی افزایش می‌یابد و به همین دلیل انتظار می‌رود جزء ادواری به دست آمده با این روش دارای همه خصوصیات روش‌های دیگر نباشد.

این موضوع با مقایسه ضرایب همبستگی جزء ادواری تولید و جزء دائمی مصرف در چهار روش DTB، BP، HP و BN قوت بیشتری می‌یابد. در روش BN ضریب همبستگی جزء ادواری تولید و جزء دائمی مصرف ۰/۲۱ است این در حالی است که ضریب همبستگی جزء ادواری تولید و روند به دست آمده از سایر روش‌ها بسیار پایین و نزدیک به صفر است. همه اینها می‌تواند اینگونه قبل تفسیر باشد که نوسانات ادواری تولید، احتمالاً تحت تأثیر نوسانات مصرف دائمی قرار می‌گیرد.

رفتار سرمایه‌گذاری نیز براساس سه رهیافت DTB، HP و BP موافق سیکلی و همزمان با ادوار تولید است. این در حالی است که نتایج حاصل از تجزیه با روش BN شواهدی مبنی بر واکنش‌های منفی قابل توجه سرمایه‌گذاری در دوره‌های بعد به انحرافات موقتی تولید از روند در دوره کنونی ارائه می‌کند. بررسی دقیق‌تر داده‌های سرمایه‌گذاری حاکی از آن است که در همه دوره‌ها بجز برخی سال‌ها از جمله ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ ش، سرمایه‌گذاری همبستگی مثبت و رفتاری پیشرو نسبت به تولید دارد.

درخصوص صادرات غیرنفتی شواهد به‌دست آمده نشان می‌دهد که این متغیر رفتاری موافق سیکلی و متأخر نسبت به تولید دارد. در روش DTB و BN بیشترین ضریب همبستگی به‌دست آمده به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۲۶ است که مربوط به جزء ادواری تولید و جزء ادواری صادرات یک دوره بعد از آن است. همچنین روند ضرایب همبستگی متقابل پویای دو روش HP و BP تقریباً مشابه است و نتایج قبلی را تأیید می‌کنند. هنگام استفاده از دو روش HP و BP ضرایب همبستگی همزمان ناچیزند اما جزء ادواری تولید در هر دوره همبستگی فزاینده‌ای با جزء صادرات غیرنفتی در دوره‌های بعد از آن دارد به طوری که این ضرایب با ۵ فصل تاخیر به ترتیب تا ۰/۲۴ و ۰/۳۵ افزایش می‌یابند. این نتایج این فرضیه را تقویت می‌کند که صادرات بیشتر متأثر از رونق تولید در سایر بخش‌های اقتصادی است و نمی‌تواند به عنوان یک متغیر سیاستی برای تحریک تقاضا و تولید قابل اتکا باشد.

درخصوص متغیر واردات نیز غالب نتایج حاکی از موافق سیکلی و پیشرو بودن این متغیر نسبت به تولید است. حداکثر ضرایب همبستگی بین جزء ادواری تولید و جزء ادواری واردات در روش‌های DTB، HP و BP به‌دست آمده‌اند که همگی مربوط به همبستگی متقابل وقفه‌های جزء ادواری واردات و جزء ادواری تولیدند. نتایج حاصل از تجزیه BN نیز موافق سیکلی بودن رفتار واردات را تأیید می‌کند اما شواهدی از حرکت با تأخیر واردات نسبت به تولید در آن نیز مشاهده می‌شود.

رفتار ارزش افزوده بخش نفت، شواهد قابل قبولی از رابطه همسوی جزء ادواری ارزش افزوده بخش نفت با نوسانات تولید براساس دو رویکرد HP و BP ارائه می‌کند؛ هرچند این شواهد به نتایج قاطعی برای پیشرو بودن و یا حرکت همزمان این متغیر نسبت به نوسانات تولید نمی‌رسد. این موضوع با بررسی نتایج مربوط به روند زدایی با رویکرد DTB قطعیت بیشتری می‌یابد. در این رویکرد به‌رغم اینکه در برخی دوره‌ها مانند سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۵ ش، رفتار این بخش کاملاً پیشرو و موافق سیکلی است اما براینده نتایج در کل دوره مورد بررسی علاوه بر اینکه ارتباط همزمان معناداری بین این بخش و

بخش تولید ارائه نمی‌کند، حاکی از وجود رابطه منفی معنادار بین اجزای ادواری تولید و وقفه‌های اجزای ادواری ارزش افزوده بخش نفت است.

۴-۳-۲. رفتار قیمت‌ها و حجم نقدینگی

نتایج حاصل شده از مقایسه نوسانات شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید نشان می‌دهد این متغیر در طول دوره‌های تجاری شناسایی شده رفتاری ضد سیکلی دارد. علاوه بر این، نتایج حاصل از روش‌های BN، HP و BP حاکی از آن است که حداکثر انحراف سطح قیمت‌ها از روند خود در دوره‌های بعد حاصل خواهد شد که این موضوع شواهدی است مبنی بر متأخر بودن رفتار شاخص قیمت مصرف‌کننده نسبت به تولید؛ هرچند این موضع هنگام استفاده از روش DTB، به طور کامل مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.

همان‌گونه که در جدول (۶) نشان داده شده است درخصوص رفتار حجم نقدینگی الگوی یکسانی در روش‌های مختلف مشاهده نمی‌شود. در روش‌های HP و BP برای سال‌های بعد از سال ۱۳۷۲ شواهد مؤید رفتار موافق سیکلی و پیشروی این سری نسبت به تولید است. این در حالی است که ضرایب همبستگی همزمان بین اجزای ادواری نقدینگی و تولید در روش‌های DTB و BN در وقفه‌های اولیه، حاکی از نبود همبستگی معنادار این متغیر با تولید است. این موضوع دور از انتظار نیست چرا که به نظر می‌رسد بررسی رفتار نقدینگی در ادوار تجاری نیازمند کنترل کردن تأثیر متغیرهای مختلف بر تولید است چرا که نقدینگی علاوه بر اینکه از متغیرهای برونزای بودجه دولت و نوسانات درآمدهای نفتی به طور جدی تأثیر می‌پذیرد، از سیاست‌های پولی اتخاذ شده هنگام رونق و رکود نیز متأثر است. کارکن و سولو^۱ (۱۹۶۳) اشاره می‌کنند که در هنگامی که بانک مرکزی در مواجهه با شوک‌های مختلف سیاست‌های پولی را به منظور حذف آثار این شوک‌ها بر روی تولید اتخاذ می‌کند، شاهد نوسانات حجم پول بدون نوسان در تولید خواهیم بود. از این رو همان‌طور که به دلایلی از جمله درون‌زا بودن پول نمی‌توان از رابطه مثبت حجم پول و تولید رابطه علیت از پول به تورم را نتیجه گرفت، در صورت نبود رابطه بین این دو نیز نمی‌توان نتیجه گرفت که پول بر تولید بی‌تأثیر است. علاوه بر این، نوسانات در تقاضای پول نیز ممکن است علاوه بر اینکه موجب پدید آمدن رابطه منفی بین پول و تولید شود، حساسیت نتایج را به تعریف به کار گرفته شده از پول و یا تغییرات در نمونه مورد بررسی افزایش دهد (رومر^۲، ۲۰۱۲).

1. Solow
2. Romer

جدول ۶. همبستگی متقابل اجزای ادواری تولید ناخالص داخلی بدون نفت با شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم نقدینگی

	Lead/lags	DTB	BN-low	BN-high	BP	HP
Consumer Price Index	-۵	-۰/۰۲۵	-۰/۰۹۹	۰/۰۳۵	۰/۳۹	۰/۱۴۹
	-۴	-۰/۱۷۳	-۰/۱۴	-۰/۰۰۸	۰/۲۹۸	۰/۰۳۳
	-۳	-۰/۲۵۸	-۰/۱۳۶	-۰/۰۶۹	۰/۱۸۷	-۰/۰۹۹
	-۲	-۰/۲۸۳	-۰/۱۵۲	-۰/۱۰۶	۰/۰۶۷	-۰/۲۲۹
	-۱	-۰/۲۴۸	-۰/۱۶۶	-۰/۱۳۳	-۰/۰۵۳	-۰/۳۲۸
	۰	-۰/۱۷۳	-۰/۳۲۷	-۰/۲۷۸	-۰/۱۵۸	-۰/۴۱۵
	۱	-۰/۱۲۶	-۰/۳۶	-۰/۳۴۶	-۰/۲۴۳	-۰/۴۶
	۲	-۰/۱۴۲	-۰/۲۵۸	-۰/۳۴۶	-۰/۳۱۱	-۰/۴۷۹
	۳	-۰/۰۷۷	-۰/۱۶۵	-۰/۳۳۹	-۰/۳۶۵	-۰/۴۶۳
	۴	-۰/۰۰۵	-۰/۱۱۳	-۰/۳۳۲	-۰/۴۰۷	-۰/۴۳۷
۵	-۰/۰۲۱	-۰/۲۰۹	-۰/۳۳۸	-۰/۴۳۳	-۰/۳۹۴	
M2	-۵	-۰/۰۶۶	-۰/۰۳۳	۰/۰۴۱	۰/۲۵۶	۰/۱۲۸
	-۴	-۰/۰۴	-۰/۰۴۸	۰/۰۳۸	۰/۳۴۶	۰/۱۳۴
	-۳	-۰/۰۷۷	۰/۰۱۸	۰/۰۱۳	۰/۳۹۷	۰/۱۲۲
	-۲	-۰/۰۳۶	۰/۰۴۹	-۰/۰۲۴	۰/۳۹۹	۰/۱۰۷
	-۱	-۰/۰۸۷	۰/۰۳	-۰/۰۵۱	۰/۳۵۵	۰/۰۵۳
	۰	۰/۰۹۷	-۰/۰۰۱	-۰/۰۷۴	۰/۲۷۹	-۰/۰۱۶
	۱	-۰/۰۷	۰/۰۳	-۰/۱۰۲	۰/۱۹۶	-۰/۰۹۴
	۲	-۰/۰۷۱	۰/۰۶۱	-۰/۱۲۳	۰/۰۹۷	-۰/۱۸۶
	۳	-۰/۰۲۹	۰/۰۱۶	-۰/۱۱۵	-۰/۰۱۱	-۰/۲۵۳
	۴	۰/۰۹۳	-۰/۱	-۰/۰۹۴	-۰/۱۱۱	-۰/۳۱۴
۵	۰/۱۱۶	-۰/۱۰۱	-۰/۰۷۶	-۰/۱۹۲	-۰/۳۵۶	

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۳-۴. رفتار دستمزد واقعی و نرخ بیکاری

همان‌طور که در جدول شماره (۷) مشاهده می‌شود دستمزد واقعی براساس نتایج حاصل از روش‌های DTB، HP و BP رفتاری موافق سیکلی و پیشرو دارد. اما نتایج حاصل از رویکرد BN نشان می‌دهد که در صورتی که جزء روند دستمزد و تولید یک فرایند تفاضل پایا در نظر گرفته شوند دستمزد واقعی دارای رفتاری ضد سیکلی خواهد بود.

رفتار نرخ بیکاری مطابق انتظار رفتاری ضد سیکلی است هر چند درخصوص تقدم و تأخر زمانی حرکت بیکاری و تولید الگوی مشخصی مشاهده نمی‌شود. نتایج حاصل از حذف روند با رویکرد DTB نشان می‌دهد که نرخ بیکاری قبل و بعد از یک دوره رونق (رکود)، افزایش (کاهش) می‌یابد. این در حالی است که رویکرد BP نشان می‌دهد که نرخ بیکاری تا چند دوره بعد از یک دوره رونق گرایش به کاهش دارد. نتایج مربوط به روش HP نیز نشان می‌دهد که افزایش‌های موقتی در بیکاری همواره با افزایش‌های موقتی تولید در چند دوره بعد همراه است.

جدول ۷. همبستگی متقابل اجزای ادواری تولید ناخالص داخلی بدون نفت با دستمزد واقعی و نرخ بیکاری

	Lead/lags	DTB	BN-LOW	BN-HIGH	BP	HP
Real Wage	-۵	-۰/۰۸۵	-۰/۱۷۲	-۰/۰۳۹	۰/۳۶۲	۰/۱۵
	-۴	-۰/۰۳۱	-۰/۰۷۸	-۰/۰۲۱	۰/۳۶۹	۰/۱۷۷
	-۳	-۰/۰۵۲	-۰/۱۲۲	-۰/۰۷۸	۰/۳۴۶	۰/۱۰۱
	-۲	۰/۲۰۳	-۰/۱۴۴	-۰/۲۰۹	۰/۳۰۶	۰/۱۵۳
	-۱	۰/۱۷۵	-۰/۱۷۳	-۰/۲۲۹	۰/۲۵	۰/۰۹۷
	۰	۰/۱۳۵	-۰/۰۷۸	-۰/۲۱۶	۰/۱۷۶	۰/۰۴۸
	۱	۰/۱۸۲	-۰/۲۲۱	-۰/۲۹۲	۰/۰۸	۰/۰۴۵
	۲	۰/۰۳۵	-۰/۰۴۷	-۰/۱۳۴	-۰/۰۲۹	-۰/۰۲۹
	۳	۰/۰۴۱	-۰/۱۴۲	-۰/۱۴۹	-۰/۱۳۳	-۰/۰۵۹
	۴	۰/۰۱۸	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲۴	-۰/۲۱۶	-۰/۱۰۳
	۵	۰/۰۷۶	۰/۰۰۴	۰/۰۴۵	-۰/۲۶۷	-۰/۱۲۱
Unemployment	-۵	۰/۰۰۸	-	-	-۰/۱۱	-۰/۰۳۶
	-۴	-۰/۰۴	-	-	-۰/۰۷۸	-۰/۰۰۹
	-۳	۰/۱۵۳	-	-	-۰/۰۵۹	۰/۱۵۳
	-۲	۰/۱۲۳	-	-	-۰/۰۹۱	۰/۰۶۴
	-۱	-۰/۱۲۶	-	-	-۰/۱۷۱	-۰/۰۳۷
	۰	-۰/۲۲۴	-	-	-۰/۲۶۱	-۰/۰۱۶
	۱	-۰/۱۱۹	-	-	-۰/۳۳۳	-۰/۰۳۹
	۲	۰/۰۷۲	-	-	-۰/۳۵۲	-۰/۰۵۳
	۳	۰/۲۴۵	-	-	-۰/۳۰۵	۰/۰۱۳
	۴	۰/۱۰۳	-	-	-۰/۲۰۷	-۰/۰۲۳
	۵	-۰/۰۸۶	-	-	-۰/۰۸۷	۰/۰۱۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه گیری

در این پژوهش ضمن بررسی ویژگی‌های دوره‌های تجاری اقتصاد ایران و مقایسه نتایج روش‌های مختلف جداسازی روند از ادوار در خصوص شناسایی دوره‌های رونق و رکود و نقاط بازگشت، ویژگی‌هایی نظیر پراکندگی و هم‌حرکتی اجزای ادواری برخی متغیرهای مهم اقتصاد کلان هنگام نوسانات اقتصادی نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل نشان می‌دهد که در نظر گرفتن یک فرایند تفاضل پایا برای روند تولید و سایر متغیرهای دارای روند، هنگام تجزیه سری‌های مورد نظر به دو جزء روند و ادواری تأثیر قابل توجهی بر ویژگی‌های چرخه‌های رشد شناسایی شده و نقاط بازگشت آنها و همچنین پراکندگی و هم‌حرکتی اجزای ادواری متغیرهای مختلف دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که دوره‌های رونق و رکود شناسایی شده با استفاده از تجزیه تولید با روش بوریچ و نلسون (BN) که در آن داشتن ریشه واحد برای روند هنگام تجزیه سری زمانی در نظر گرفته می‌شود، به طور کامل با نتایج روش‌های دیگر نظیر HP، BP و DTB منطبق نیست و در موارد متعددی تغییرات جزء دائمی تولید (روند) عامل نوسان فعالیت‌های اقتصادی است. این در حالی است که سایر روش‌ها این موارد را به عنوان نوسان موقتی تولید از روند بلندمدت آن نشان می‌دهند. این موضوع در خصوص هم‌حرکتی متغیرهایی نظیر مصرف بخش خصوصی و دستمزد واقعی نیز صادق است و نتایج در خصوص هم‌سویی این متغیرهای با ادوار تجاری به شدت به روش روند زدایی وابسته است. در خصوص هم‌حرکتی سایر متغیرهای مورد بررسی، شواهدی قوی مبنی بر رفتار متأخر و همسوی صادرات غیر نفتی با نوسانات تولید به دست آمد و در خصوص واردات نیز همسویی رفتار با نوسانات تولید مورد تأیید قرار گرفت. شواهد به دست آمده نشان می‌دهد که سطح قیمت‌ها حرکتی مخالف ادواری داشته و این فرضیه را تقویت می‌کند که احتمالاً بخش مهمی از نوسانات ادواری تولید حاصل تکانه‌های جانب عرضه اقتصاد ایران است. این موضوع به معنای آن است که سیاست‌گذاری اقتصادی صحیح در راستای ایجاد ثبات در تولید و اشتغال مستلزم توجه جدی به عوامل بنیادی جانب عرضه اقتصاد است. همچنین رفتار پیشرو و موافق ادواری واردات این فرضیه را تقویت می‌کند که بخش مهمی از تولید داخلی به واردات وابسته است و از همین رو، هرگونه سیاستی در راستای مدیریت واردات باید تأثیرپذیری تولید در این زمینه را مورد توجه قرار دهد.

منابع

عینیان، مجید و برکچیان، مهدی (۱۳۹۱). "شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران". پژوهش‌های پولی و بانکی. ۲۰. ۱۹۴-۱۶۱.

مجاوب، رامین و برکچیان، مهدی (۱۳۹۳). "تحلیل حساسیت شناسایی چرخه‌های تجاری به انتخاب روش آماری". پژوهش‌های پولی و بانکی. ۲۱. ۴۰۵-۳۸۱.

Afxentiou, Panos & Serletis, Apostolos (2000). "Output growth and the variability of exports and imports growth: international evidence from Granger causality tests". *MPRA Paper 1750*. University Library of Munich. Germany.

Bai, Jushan & Pierre Perron (2003). "Computation and analysis of multiple structural change models". *Journal of Applied Econometrics*. John Wiley & Sons. Ltd., Vol. 18(1). Pp 1-22.

Bai, Jushan & Pierre Perron (2003). "Critical values for multiple structural change tests". *Econometrics Journal*. Royal Economic Society. Vol. 6(1). Pp. 72-78, 06.

Bai, Jushan (1997). "Estimating Multiple Breaks One at a Time". *Econometric Theory*. Cambridge University Press. Vol. 13(03). Pp. 315-352.

Bai, Jushan & Pierre Perron (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica, Econometric Society*. Vol. 66(1). Pp. 47-78.

Backus, David K & Kehoe, Patrick J. (1992). "International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles". *American Economic Review, American Economic Association*. Vol. 82(4). Pp. 864-88.

Beveridge, Stephen & Nelson, Charles R. (1981). "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle' ". *Journal of Monetary Economics, Elsevier*. Vol. 7(2). Pp. 151-174.

Baxter, M. & Stockman, A.C. (1989). "Business Cycles And The Exchange Rate System: Some International Evidence". *Journal of Monetary Economics* 23. 377-400.

Canova, Fabio (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press.

——— (1998). "Detrending and business cycle facts". *Journal of Monetary Economics*. Elsevier. Vol. 41(3). Pp. 475-512.

Dellas, H. (1993). *Stabilization policies and long term growth: are they related?*. University of Maryland, manuscript.

Estrella Arturo, 2007. "Extracting business cycle fluctuations: what do time series filters really do?," *Staff Reports 289, Federal Reserve Bank of New York*.

Hilde Christiane BjÛrnland (2000). "Detrending methods and stylized facts of business cycles in Norway - an international comparison". *Empirical Economics*. Springer. Vol. 25(3). Pp. 369-392.

Marianne Baxter & Robert G. King (1999). "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series". *The Review of Economics and Statistics, MIT Press*. Vol. 81(4). Pp. 575-593.

Nelson, Charles R & Kang, Heejoon (1981). "Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series". *Econometrica, Econometric Society*. Vol. 49(3). Pp. 741-51.

Nelson, Charles R. & Plosser, Charles I. (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications". *Journal of Monetary Economics, Elsevier*. Vol. 10(2). Pp. 139-162.

Quah, Danny (1992). "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds". *Econometrica, Econometric Society*. Vol. 60(1). Pp. 107-18.

برخی حقایق ادوار تجاری در اقتصاد ایران ۸۵

Robert J. Hodrick & Edward Prescott (1981). *Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*. Discussion Papers 451, Northwestern University. Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science.