Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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
taiebnia@ut.ac.ir

سعید تقی ملایی
دکترای اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
saeed.tmle@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 دورتجاری 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 دوره های رونق و رکود و هم پراکندگی و هم حرکتی متغیرها مصداق دارد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که همسویی رفتار مصرف، سرمایه گذاری و دستمزد واقعی و، همچنین، تقدم و تأخر سرمایه‌گذاری و واردات به فروض 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**

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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 درخصوص منشأ شوک‌ها و نحوه واکنش اقتصاد به این شوک‌ها در اختیار خواهد داد.

پس از کار مهم هودریک[1] و پرسکات[2] (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[3] و استاکمن[4] (۱۹۸۹) و باکیوس[5] و کهو[6] (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 درخصوص نظریات مختلف اقتصادی با توجه دلالت‌هایی که برای رفتار متغیرها در دوره‌های رونق و رکود دارند فراهم می‌شود (کنوا[7]، 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 هیچ یک را در همه زمینه ها بر دیگری ترجیح داد. در این زمینه کنوا (۱۹۹۸) به دو مشکل اساسی اشاره می‌کند:. اول اینکه درخصوص 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. درخصوص مفهوم دور تجاری، بیان می‌شودکه دور تجاری عبارت است از انحراف متغیر از روند آن. با این حال در ادبیات تجربی اختلاف جدی درخصوص 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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 این‌حال، 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[1] و پلاسر[2] (۱۹۸۲)، علاوه بر اینکه تعاریف متفاوتی از روند ارائه شد، فروض متفاوتی درخصوص ارتباط جزء ادواری و روند و شیوه های متعدد برآورد نیز مطرح شد. به عنوان نمونه در این زمینه می‌توان به کارهای بوریج[3] و نلسون (۱۹۸۱) و کوا[4] (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[5]، 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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 امریکا 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 وابسته‌است و شیوه‌های مختلف روندزدایی، انواع مختلفی از اطلاعات موجود در داده‌ها را منعکس می‌کنند.

باکستر و کینگ (۱۹۹۹) با مقایسه روش‌های BK[۱]، HP[۲] و FOD[۳] درخصوص داده‌های امریکا 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

های فصلی روش‌های HP، BK و CF[1] ادوار تجاری مشابهی تولید می‌کنند. با این حال هنگام مطالعه داده‌های سالانه نتایج روش HP با دو روش CF و BK متفاوت است. در این مطالعه نتایج روش FOD نیز دارای تفاوت اساسی با روش‌های دیگر است.

مطالعاتی که به بررسی ادوار تجاری در اقتصاد ایران پرداخته‌اند به طور عمده سعی در شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌ها با استفاده از روش‌های مختلف روندزدایی داشته‌اند. ولی مقدم و زنجانی (۱۳۷۹) به منظور ارائه متغیرهای پیشرو به شناسایی به تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری در ایران پرداخته‌اند. روش آنها در این مطالعه استفاده از روش هودریک- پرسکات[2] برای جداسازی روند از ادوار بوده است. از مطالعات دیگری که به شناسایی چرخه‌های تجاری ایران پرداخته‌اند می‌توان 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 هم‌حرکتی متغیرهای اقتصاد کلان عنوان می‌کنند که نوسانات پذیری ادواری در اقتصاد ایران بالا بوده و به استثنای کل‌های پولی، هم‌حرکتی متغیرهای اقتصاد کلان در طول دوره‌های تجاری مشابه سایر کشورهای در حال توسعه است. براساس یافته‌های این تحقیق تکانه‌های جانب عرضه نقش اساسی را در نوسانات ادواری اقتصاد ایران ایفا می‌کنند. علاوه بر این، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار حجم اسمی پول و قیمت‌ها با قیمت‌های نفت هم جهت است.

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

برکچیان و عینیان (۱۳۹۱) با استفاده از الگوریتم «برای - بوشان[3]» اقدام به تاریخ‌گذاری ادوار تجاری و شناسایی نقاط برگشت نموده‌اند. در این مطالعه نشان داده می‌شود 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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[1] هستند که به ترتیب شیب و عرض از مبدأ 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[2] (۱۹۹۷) و بای- پرون[3] (۱۹۹۸) برآورد خواهیم کرد.

1. Dummy variable
2. Bai
3. Perron

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۳-۲. روش هودریک – پرسکات

یک روش متعارف برای جداسازی روند و جزء ادواری در متغیرها استفاده از روش هودریک-پرسکات[1] است. در این روش روند به گونه ای تعیین می‌شود 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 می‌کند. 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 جریمه‌ای است که در تابع زیان فوق به برای تغییرات در نرخ رشد روند در نظر گرفته می‌شود. روند زدایی با این روش دارای دو مشخصه مهم است: اول اینکه در آن فرض می‌شود اجزای ادواری و روند با هم همبستگی ندارند و دوم اینکه جزء روند یک فرایند هموار است که در طول زمان تغییر می‌کند اما تغییرات آن یکباره و آنی نیست. مطالعات مختلف نشان می‌دهد که برای داده‌های فصلی λ=۱۶۰۰ به خوبی می‌تواند خصوصیات ادواری متغیرها را نشان دهد.

به‌رغم فراگیر بودن استفاده از این فیلتر انتقاداتی نیز به آن وارد است. [در این زمینه نگاه کنید به: کوگلی[2] و ناسون[3] (۱۹۹۵) و کینگ[4] و ربلو[5] (۱۹۹۳)]. هنگام استفاده از این فیلتر در مواقع وجود متغیرهای انباشته، حتی در صورتی که داده‌های واقعی هیچ روند ادواری نداشته باشند ممکن است نتایج به استخراج نوسانات ادواری منجر شود. از همین‌رو، این فیلتر در معرض انتقاد نلسون و کنگ[6] (۱۹۸۱) قرار دارد.

۳-۳. روش بوریج و نلسون

تجزیه بوریج و نلسون[7] (BN) یک روش بر مبنای مدل به منظور تجزیه یک سری زمانی تک متغیره و یا چند متغیره به مؤلفه‌های 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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

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

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 $\mathbf{y_t}$ یک فرایند انباشته از مرتبه اول باشد تفاضل مرتبه اول آن (Δy_t) مانا بوده و نمایش والد[1] 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:

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

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

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

خواهیم داشت:

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

$$= y_0 + \delta t + \psi(1)\sum_{j=1}^{\infty} \varepsilon_j + \tilde{\varepsilon}_t - \tilde{\varepsilon}_0 \qquad (**)$$

$$= TD_t + TS_t + C_t$$

1. Wold representation

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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 $C_t = \tilde{\varepsilon}_t - \tilde{\varepsilon}_0$

که TD روند قطعی و TS روند تصادفی (با توجه به انباشته بودن) و C_t جزء مانای ادواری است. با استفاده از تعریف می‌توان نشان داد که روند تصادفی به دست آمده در اینجا همان روند BN است.

کادینگتون[1] و وینترز[2] (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[3] (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 مطلقی 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[4] و ایچنباوم[5] (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[6] 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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، آکاییک و هنان کویین، برای هر متغیر انتخاب شد.

۳-٤. روش فیلتر میان گذر

ایده اصلی در فیلتر میان گذر[1] 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[2] و میچل[3] (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 امریکا بین ۴ تا ۶ سال در نظر گرفته شده است (زارنویتس[4] و مور[5]، 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.

٤. بررسی حقایق آشکار[6] 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 خصوصیاتی نظیر پراکندگی، پایداری و هم‌حرکتی متغیرها هنگام نوسانات اقتصادی، مورد بررسی قرار می‌دهیم. در این بخش پس از تعدیل فصلی داده‌ها با استفاده از ماژول 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 روند زدایی خطی با لحاظ شکست ساختاری (DTB)[7]، فیلتر هودریک- پرسکات (HP)، روش بوریج 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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

٤-١. بررسی رفتار تولید ناخالص داخلی

٤-١-١. 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[1] و اندریوس[2] (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[3] برای هر دوره تابع زیر برآورد می‌گردد:

$$LGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 TREND + \varepsilon_t$$

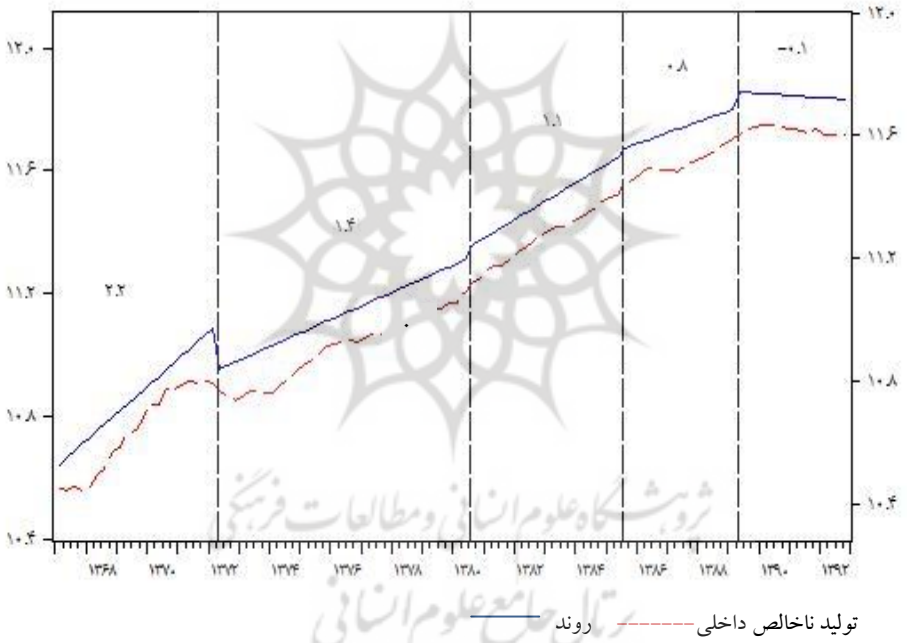
که در آن $LGDP$ لگاریتم تولید و $TREND$ روند زمانی است.

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 ۱۳۸۹ش دچار 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 ۱۳۷۲ش، برابر با ۲/۲ درصد و پایین‌ترین نرخ رشد روند مربوط به دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ش برابر با صفر است. در این فاصله زمانی (بین سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۹ش) متوسط نرخ رشد فصلی ۱/۳ درصد بوده است که حاصل نرخ رشد

1. Quandt
2. Andrews
3. Sequential Testing Procedure

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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



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

جدول۱. 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

٤-١-٢. نوسانات کوتاه‌مدت و نقاط بازگشت ادوار تجاری

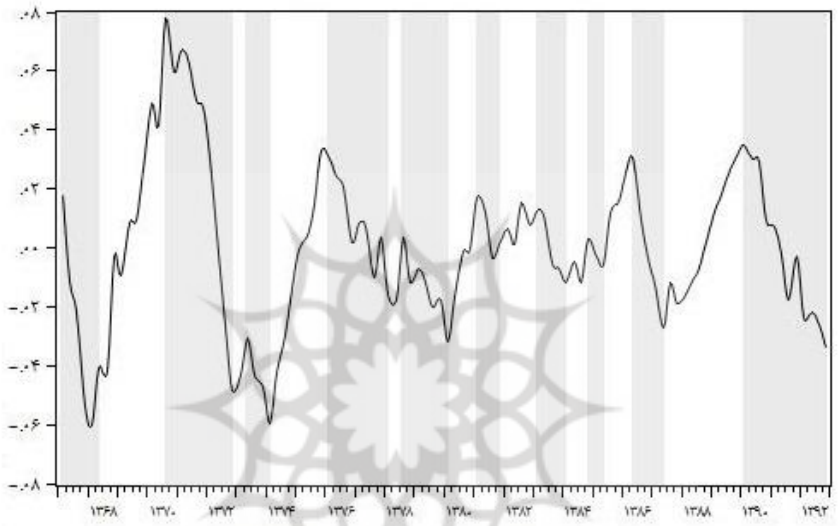
در ایران مطالعات متعددی به تاریخ‌گذاری ادوار تجاری و تعیین نقاط بازگشت ادوار تجاری پرداخته‌اند که با وجود برخی تفاوت‌ها، در تشخیص دوره های رونق و رکود در موارد متعددی به نتایج تقریباً مشابهی رسیده‌اند. براساس مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۲) که با استفاده از الگوریتم برای - بوشان اقدام به تاریخ گذاری ادوار 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 دوره های رونق و رکود در الگوریتم مذکور، در اینجا تاریخ‌گذاری مورد نظر تا سال ۱۳۹۲ش ادامه داده شده است که در آن یک دوره رکود و یک دوره رونق دیگر نیز شناسایی شده‌اند.

در نمودارهای ۳-۲ تا ۳-۷ ادوار به دست آمده از روش‌های DTB، HP، BP، وBN نشان داده شده است. قسمت‌های خاکستری نشان‌دهنده دوره‌های رکود شناسایی‌شده براساس روش هودریک پرسکات با استفاده از الگوریتم برای – بوشان است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود رکودهای شناسایی شده براساس روش‌های DTB، HP وBP تقریبا 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 به‌دست 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.

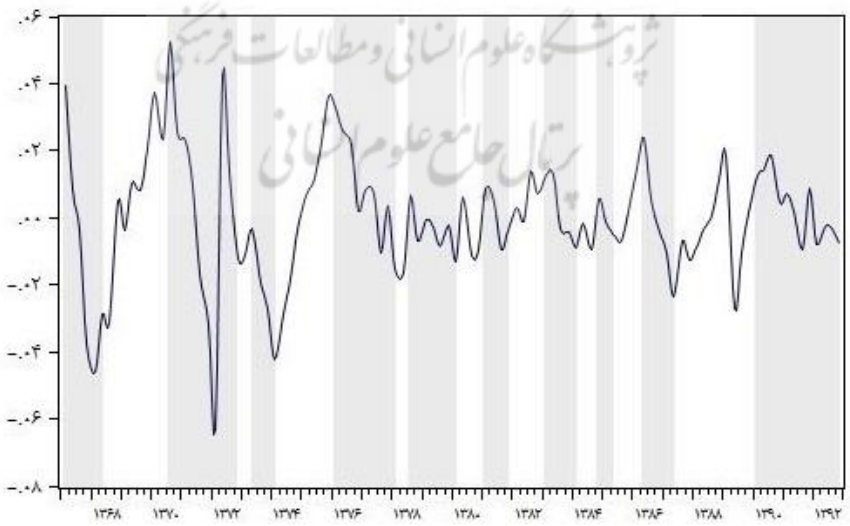
این موضوع موید این مطلب است که با در نظر گرفتن روند تولید به عنوان یک فرایند تفاضل پایا[1]، در موارد متعدد نوسان در فعالیت‌های اقتصادی، شوک‌های وارد شده جانب عرضه اقتصاد را تحت تأثیر قرار داده است. در این خصوص می‌توان به دو دوره مهم کاهش فعالیت‌های اقتصادی در سال‌های بین ۴ :۱۳۷۲- ۳ :۱۳۷۰ ش و همچنین، سال‌های بین ۴ :۱۳۹۲- ۱ :۱۳۹۰ش 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

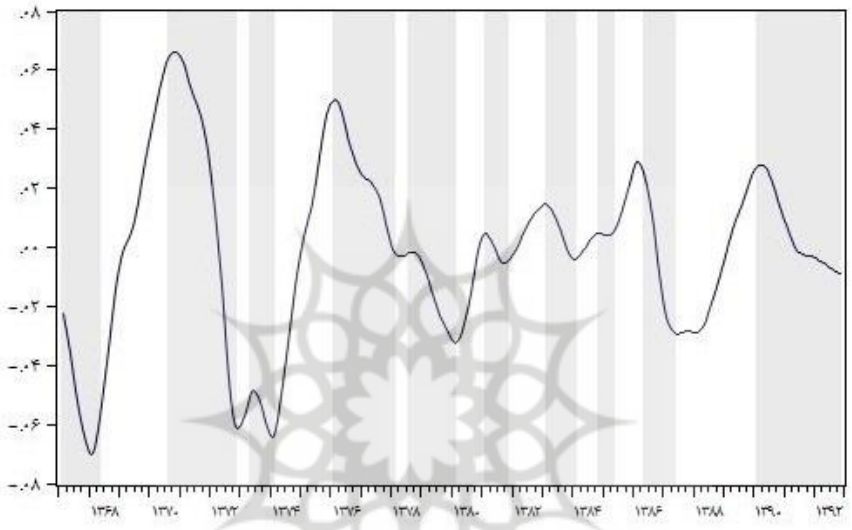


نمودار ۲. بخش ادواری تولید با استفاده از روش HP

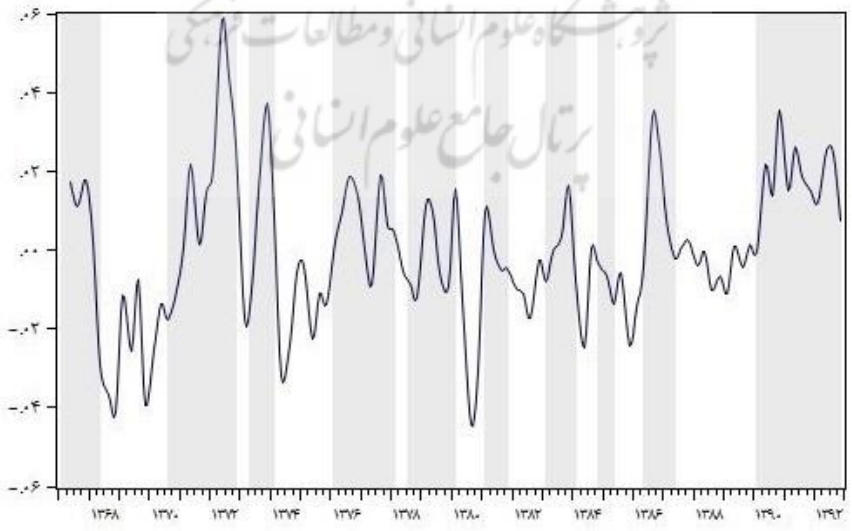


نمودار ۳. بخش ادواری تولید با استفاده از روش DTB

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

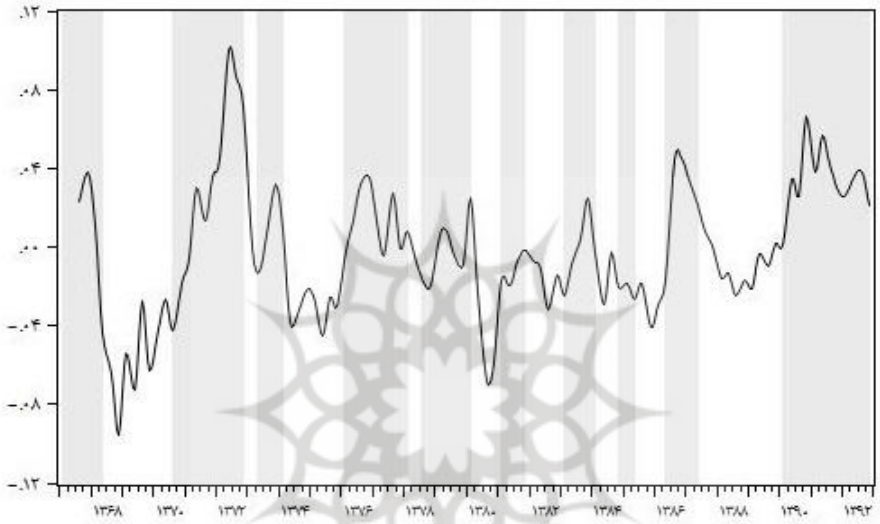


نمودار ۴. پخش ادواری تولید با استفاده از روش BP

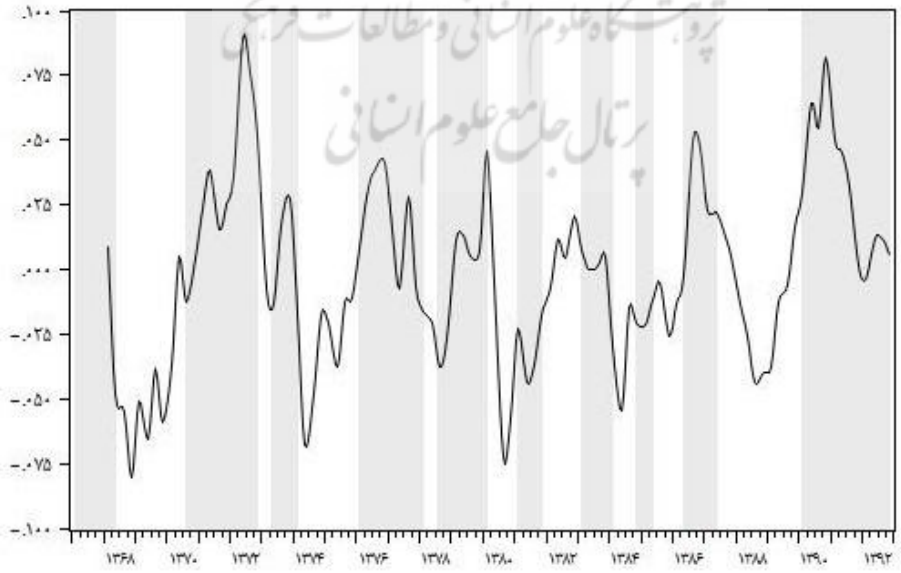


نمودار ۵. پخش ادواری تولید با استفاده از روش BN-MA (5)

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017



نمودار ۶ . پخش ادواری تولید با استفاده از روش BN-ARIMA (1,1,5)



نمودار ۷ . پخش ادواری تولید با استفاده از روش BN-ARIMA (3,1,5)

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

٤-١-٣. توابع خود همبستگی و ماندگاری[1] 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 تولیدشده با روش (BP) و (HP) از منظر پایداری الگویی شبیه به هم دارند و به همراه نتایج به‌دست 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

٤-٢. 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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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 ۱۲/۵درصد است.

وضعیت پراکندگی شاخص قیمت مصرف‌کننده و حجم نقدینگی نیز در همه روش‌ها بجز DTB وBN-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	**۳/٦**
Real Investment	۵/۲۶	۱۵/۰۴	-	-	۸/۷۵	**۸/۸۳**
Real non-oil Exports	۲۱/۰۷	۳۲/۹۲	-	۳۲/۶۶	۲۱/۸	**۲٦/۲٤**
Real Imports	۱۶/۵۴	۱۲/۸۸	-	۱۴/۳۹	۳/۸۳	**۱۹/٦۸**
Oil Sector Value added	۱۲/۱۸	-	-	-	۹/۵۲	**۱۲/۵۲**
Consumer Price Index	۳/۶۱	۳/۸۴	۳/۷۴	۶/۲۲	۴/۶۷	**٤/٦٤**
M2	۱/۳۷	۱/۴۴	-	۶/۶	۳/۳۵	**۳/۲۹**
Real Wage	۱۶/۳۳	۱۲/۴۹	-	-	۱۰/۶۵	**۱٦/۹۹**
Unemployment	۳/۱۳	-	-	-	۵/۵۹	**٦/۸٤**

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

٤-۳. همبستگی متقابل[1] و هم حرکتی اجزای ادواری متغیرهای کلان

در اینجا به منظور بررسی نظم‌های آماری ادوار تجاری روی هم‌حرکتی اجزای ادواری GDP و اجزای ادواری سایر متغیرهای کلان متمرکز می‌شویم.

برای اندازه‌گیری میزان هم‌حرکتی اجزای ادواری متغیرهای مختلف و اجزای ادواری تولید به تبعیت از افکنشن[2] و سرلیتس[3] (۲۰۰۲)، ضریب همبستگی[4] بین آنها $\rho(i)$ را مورد استفاده می‌دهیم.

ضریب هبستگی همزمان $\rho(0)$- حاوی اطلاعات مهمی درخصوص هم‌حرکتی 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[5]، ضد سیکلی[6] و یا غیر سیکلی[7] 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)[8]، متقدم (پیشرو)[9] و یا همزمان[10] خوانده می‌شود.

٤-۳-۱. 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. Procyclical
6. counter cyclical
7. acyclical
8. Lagging
9. Leading
10. Synchronous

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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	۰/۰٤	-۰/۰۳	**-۰/۱۱۳**
	-۲	۰/۱۸٤	۰/۰۱۸	۰/۰۳٦	۰/۱۳۳	**۰/۰۲۲**
	-۱	۰/۱۲۹	۰/۰۲۷	۰/۰۲۲	۰/۲۹۸	**۰/۱۱**
	۰	۰/۲۹٦	-۰/۲٦۷	-۰/۲	۰/٤۳۸	**۰/۲۸۹**
	۱	۰/۱۸۸	-۰/۳۰۳	-۰/۲۳۹	۰/۵۲۹	**۰/۲٦٤**
	۲	-۰/۰٦۷	-۰/۱۵۸	-۰/۱۷۵	۰/۵۵۹	**۰/۳۰۷**
	۳	-۰/۱۹۱	-۰/۰۸۱	-۰/۰۹۹	۰/۵۵۱	**۰/۲۳٦**
	۴	۰/۰۰٤	-۰/۰٦۵	-۰/۱٤۸	۰/۵۲۷	**۰/۲٤۹**
	۵	۰/۱۰۷	-۰/۲۰۳	-۰/۲۲۸	۰/٤۸۹	**۰/۳۰٦**
Real Investment	-۵	-۰/۲۰۵	۰/۲۵۱	۰/۳۰۱	۰/۰۵	**۰/۰٤٤**
	-۴	-۰/۱۳۷	۰/۱۷۱	۰/۲۸۱	۰/۲۸۷	**۰/۲٦۱**
	-۳	-۰/۰۸٦	۰/۱۰۸	۰/۲۵	۰/۵۰۲	**۰/٤٤۹**
	-۲	۰/۱٤۵	۰/۰۲۵	۰/۱۹۳	۰/٦۸۱	**۰/٦۵۵**
	-۱	۰/۱۷٤	-۰/۰۷۹	۰/۱۱۲	۰/۸۱	**۰/۷۳۱**
	۰	۰/۳۱۲	-۰/۲۰۲	-۰/۰۱٤	۰/۸۷۳	**۰/۸۲٤**
	۱	۰/۱۹۳	-۰/۳۱٦	-۰/۱۳۳	۰/۸٦٤	**۰/۷۸۹**
	۲	۰/۱٤۸	-۰/۳۷۷	-۰/۲۵۲	۰/۷۹٤	**۰/۷۰۱**
	۳	۰/۲٦٤	-۰/٤٤۵	-۰/۳۷۷	۰/٦۷۳	**۰/٦۰۵**
	۴	۰/۲۲۳	-۰/٤۷۷	-۰/٤۷۳	۰/۵۰۵	**۰/٤۲٤**
	۵	۰/۲٤۲	-۰/۵٤	-۰/۵۸۱	۰/۲۹۵	**۰/۲٦۵**

مأخذ: محاسبات تحقیق

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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	-۰/۱٤٤	۰/۱۵۵	۰/۰۸	-۰/۳۳۷	-۰/۲٤٦
	-٤	-۰/۰۰۲	۰/۱۱۳	۰/۰۸٦	-۰/۳۱۹	-۰/۲۱۲
	-۳	۰/۰۰۳	۰/۱۳۳	۰/۱۳	-۰/۲۹۹	-۰/۱۹۲
	-۲	-۰/۰۳۷	۰/۱۰٦	۰/۱۳۹	-۰/۲٦۲	-۰/۱۸۸
	-۱	۰/۰۷	۰/۱۷۱	۰/۱۸۸	-۰/۱۹۳	-۰/۱۵۳
	۰	۰/۰۹۳	۰/۲۳۹	۰/۲٤۷	-۰/۰۹٤	-۰/۰٤٦
	۱	۰/۱۳۳	۰/۲۳۳	۰/۲٦	۰/۰۱۸	۰/۰٤۲
	۲	۰/۰۱۹	۰/۰۵	۰/۱۲۱	۰/۱۱۹	۰/۱۲
	۳	۰/۱۰۷	۰/۰۰۷	۰/۰٦۵	۰/۲۰۲	۰/۱۸٦
	٤	-۰/۰۱۷	۰/۱۰٦	۰/۱۳	۰/۲۷۵	۰/۲۲۹
	۵	-۰/۲۳۷	۰/۱۲	۰/۱۲۵	۰/۳۵٤	۰/۱٤٦
Real Import	-۵	-۰/۰٤۳	-۰/۰۳۱	-۰/۰۳۷	۰/۲٦	۰/۱۸
	-٤	۰/۰۳۲	-۰/۰۳۹	۰/۰۰۷	۰/٤۷۷	۰/۲۹٦
	-۳	۰/۰۰۸	-۰/۰۵۸	۰/۰۵۵	۰/٦۵۲	۰/٤۱۹
	-۲	۰/۰٦۲	-۰/۲٦	۰/۰۰٤	۰/۷٦٦	۰/۵۲۱
	-۱	۰/۳۵۵	-۰/۱۷٦	۰/۱۱٦	۰/۸۱۵	۰/٤۹٦
	۰	۰/۲۲۲	-۰/۱۲	۰/۱۷٤	۰/۸۱	۰/۵۱۱
	۱	۰/۲۵۱	۰/۰۰٦	۰/۲٦۳	۰/۷٦۲	۰/٤٤۳
	۲	۰/۱۵۷	-۰/۱٤۵	۰/۱٦	۰/٦۸۳	۰/۳۹۷
	۳	-۰/۰۲۸	-۰/۱٤٦	۰/۲۱۹	۰/۵٦	۰/۳۵۸
	٤	-۰/۰۸	-۰/۱۱٦	۰/۲۷۲	۰/۳۷۷	۰/۲۲٦
	۵	-۰/۲۱۹	-۰/۱۲	۰/۲۰٦	۰/۱٤۳	۰/۰۳۹
Oil Sector Value added	-۵	-۰/۱۱۹	–	–	۰/۰۹	۰/۱٤٤
	-٤	-۰/۲٤۲	–	–	۰/۲۲۱	۰/۲۱۲

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۰/۲٤۱	۰/۲۹۹	–	–	−۰/۲۰۹	−۳
۰/۲۰۸	۰/۳۳۱	–	–	−۰/۲۱٤	−۲
۰/۱۷۹	۰/۳٤	–	–	۰/۰۸٦	−۱
۰/۱٦٦	۰/۳٤۳	–	–	−۰/۰۱۱	۰
۰/۲۰٤	۰/۳۳۹	–	–	۰/۰٥٥	۱
۰/۲۰٥	۰/۳۱٤	–	–	−۰/۰۳٦	۲
۰/۱٥	۰/۲٥٦	–	–	۰/۰۰۹	۳
۰/۰۸۹	۰/۱٦۸	–	–	۰/۱۱٥	٤
−۰/۰۳	۰/۰٦۳	–	–	۰/۰۰۲	٥

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 به‌دست 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 ۰/۲۶- و ۰/۲- است. توجه به انحراف معیار به‌دست 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 به‌دست 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 به‌دست آمده از سایر روش‌ها بسیار پایین و نزدیک به صفر است. همه اینها می‌تواند اینگونه قبل تفسیر باشد که نوسانات ادواری تولید، احتمالا تحت تأثیر نوسانات مصرف دائمی قرار می‌گیرد.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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 ۱۳۹۰ش، 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 روشHP 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 وBP 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 دوره ها مانند سال ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۵ ش، رفتار این بخش کاملاً پیشرو و موافق سیکلی است اما برایند نتایج در کل دوره مورد بررسی علاوه بر اینکه ارتباط همزمان معناداری بین این بخش و

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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

٤-۳-۲. رفتار قیمت‌ها و حجم نقدینگی

نتایج حاصل‌شده 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 مصرف-کننده 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 وBP برای سال‌های بعد از سال ۱۳۷۲ش 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 درمدهای نفتی به طور جدی تأثیر می‌پذیرد، از سیاست‌های پولی اتخاذ شده هنگام رونق و رکود نیز متأثر است. کارکن و سولو[1] (۱۹۶۳) اشاره می‌کنند که در هنگامی که بانک مرکزی در مواجه 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 این‌رو 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 به‌کار گرفته شده از پول و یا تغییرات در نمونه مورد بررسی افزایش دهد (رومر[2]، ۲۰۱۲).

1. Solow
2. Romer

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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

۴-۳-۳. 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.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

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	-۰/۴۹۲	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

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

۵. نتیجه‌گیری

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 بوریج 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 درخصوص هم‌حرکتی متغیرهایی نظیر مصرف بخش خصوصی و دستمزد واقعی نیز صادق است و نتایج درخصوص هم سویی این متغیرهای با ادوار تجاری به شدت به روش روند زدایی وابسته است. درخصوص هم‌حرکتی سایر متغیرهای مورد بررسی، شواهدی قوی مبنی بر رفتار متأخر و همسوی صادرات غیر نفتی با نوسانات تولید به دست آمد و درخصوص 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.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

مجاب، 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. 377Ð400.

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.

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.

Downloaded from qjerp.ir at 11:34 +0430 on Monday August 21st 2017

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی