نشریه علمی (فصلنامه) پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی شماره ۹۵
سال بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۱۳۶ - ۱۰۹

ادوار تجاری در اقتصاد ایران:
شواهدی از عدم تقارن و همبستگی بین تکانه‌ها

علی طیب‌نیا
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
taiebnia@ut.ac.ir
سعید تقی ملایی
دکترای اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
saeed.tmle@gmail.com

در این مقاله با استفاده از الگوی مؤلفه‌های مشاهده نشده غیرخطی، عدم تقارن در ادوار تجاری ایران مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا بر اساس تبیین کیم و و نلسون (۱۹۹۹) از الگوی تکانه‌های انقباضی فریدمن (۱۹۹۳)، الگوسازی عدم تقارن با استفاده از یک فرایند تغییر رژیم مارکوف در جزء موقتی تولید، صورت گرفته است و به طور همزمان امکان وجود همبستگی بین تکانه‌های موقت و دائم تولید نیز در الگو در نظر گرفته شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از شواهد ضعیفی از الگوی فریدمن مبنی بر اهمیت تکانه‌های نامتقارن موقتی و وجود سقف قابل دست‌یابی برای تولید است. همچنین نتایج نشان می‌دهد در نظر نگرفتن همبستگی بین تکانه‌ها، اهمیت تکانه‌های دائمی در نوسانات تولید را کمتر از حد برآورد می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C10, C9, C15, E14, E19.
واژگان کلیدی: عدم تقارن، ادوار تجاری، مارکوف سوییچینگ، الگوی مؤلفه‌های مشاهده نشده

تاریخ دریافت: ۲۵ / ۱۰ / ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: ۱۵ / ۷ / ۱۳۹۹

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

۱. مقدمه

توجه به ماهیت نوسانات اقتصادی و اطلاع از منشأ آنها در سیاست‌گذاری صحیح اقتصادی بسیار با اهمیت است. آنچه در سیاست‌گذاری‌های جانب تقاضای اقتصاد مورد توجه است، به طور معمول کاهش نوسانات موقتی تولید و به حداقل رسانیدن انحرافات تولید از روند بالقوه آن است. اما اعمال تغییرات در سیاست‌های جانب تقاضای اقتصاد هنگام مواجهه با نوسانات دائمی در روند تولید احتمالاً آثار مطلوبی نخواهد داشت. به عنوان نمونه اگر با وقوع یک تکانه اقتصادی نرخ طبیعی بیکاری افزایش یابد، تلاش دولت برای کاهش این نرخ از طریق سیاست‌های انبساطی جانب تقاضا نخواهد توانست نرخ بیکاری بلندمدت اقتصاد را کاهش دهد. گذشته از این رفتار تولید هنگام رکود ممکن است از نظر عمق و یا طول دوره با دوره‌های رونق متفاوت باشد. از این‌رو توجه دقیق‌تر به نوسانات اقتصادی و منشأ آنها ما را در فهم بهتر پدیده دور تجاری و ارائه سیاست‌های مناسب یاری خواهد نمود. در این زمینه توجه به ویژگی‌هایی نظیر عدم تقارن[1] در ادوار تجاری و همچنین تأثیر همبستگی بین تکانه‌های عرضه و تقاضا، تأثیر قابل توجهی در تبیین صحیح پویایی‌های تولید در دوره‌های رونق و رکود داشته است. در این مطالعه با تمرکز بر نقش تکانه‌های نامتقارن در نوسانات موقتی تولید به بررسی همزمان وجود عدم تقارن در ادوار تجاری و سهم نسبی تکانه‌ها در نوسانات تولید در ایران پرداخته شده است.

از نظر بولدین[2] (۱۹۹۹) منظور از عدم تقارن در ادوار تجاری تفاوت در رفتار متغیرهای اقتصادی در دوره‌های رونق و رکود است؛ به این معنا که دوره‌های رونق و رکود لزوماً تصویر آیینه‌ای از یکدیگر نیستند. در این رابطه سیچل[3] (۱۹۹۳) عنوان می‌کند که این عدم تقارن را می‌توان به تفاوت در سرعت تغییرات و یا تفاوت در عمق ادوار تجاری تفکیک نمود. منظور از

1. Asymmetry
2. Boldin
3. Sichel

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

عدم تقارن در سرعت، شروع یک‌باره دوره‌های رکود در مقابل برگشت آهسته اقتصاد به دوره رونق است در حالی که عدم تقارن در عمق به معنای تفاوت در عمق دوره‌های رکود و اوج دوره‌های رونق است.

فریدمن[1] (۱۹۹۳) در این زمینه به عدم تقارن قابل توجه در همبستگی بین مراحل مختلف ادوار تجاری اشاره می‌کند. در بررسی وی شدت رکودها دارای همبستگی قابل توجه با رونق‌های بعد از آن است در حالی که شدت دوره‌های رونق با دوره‌های رکود بعد از خود همبستگی ندارد. چنین شواهدی از نظر فریدمن بر این نکته دلالت می‌کند که تولید در حالت طبیعی در مسیر سقف قابل دست‌یابی خود رشد می‌کند، اما به طور تصادفی دچار تکانه‌های انقباضی[2] می‌شود. از این نظر فریدمن مسیر تولید را به نخی تشبیه می‌کند که دو سر آن به سطح صافی متصل است و به طور تصادفی به سمت پایین کشیده می‌شود. طبیعی است هنگام کشیدن نخ، شدت برگشت به سطح قبلی با میزان نیرویی که نخ را به سمت پایین می‌کشد رابطه مستقیم دارد.

در این مقاله بر اساس الگوی ارائه شده توسط فریدمن (۱۹۶۳ و ۱۹۹۳) و با استفاده از رویکرد کیم[3] و نلسون[4] (۱۹۹۹) عدم تقارن در ادوار تجاری ایران را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در این الگو امکان همبستگی بین تکانه‌های دائم و موقتی نیز در نظر گرفته خواهد شد و تأثیر آن بر اهمیت نسبی تکانه‌ها در نوسانات تولید ناخالص داخلی بدون نفت مورد بررسی قرار خواهد گرفت. این مقاله در پنج بخش ارائه خواهد شد. در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه موضوع مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش سوم الگوی مورد نظر تصریح شده و در بخش بعدی نتایج حاصل از برآوردها مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. در این بخش آزمون‌های مختلف شامل آزمون همبستگی بین تکانه‌ها در الگوی متقارن و نامتقارن، آزمون عدم تقارن و آزمون مربوط به برون‌زایی تکانه‌های نامتقارن انجام خواهد شد. همچنین در این بخش، نوسانات تولید از منظر تأثیر

1. Friedman
2. Pluck
3. Kim
4. Nelson

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

تکانه‌های مختلف نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت. در بخش آخر نیز نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. بررسی مبانی نظری و پیشینه موضوع

سیچل (۱۹۹۴) با بررسی داده‌های تولید آمریکا نشان می‌دهد که میزان عمق رکودها در ایالات متحده حاوی اطلاعاتی است که برای پیش‌بینی رشد تولید در دوره‌های بعد مفید است. وی عنوان می‌کند که رفتار ادواری تولید دارای سه مرحله است: رکود، دوره بهبود با رشد بالا و دوره با رشد متوسط. در داده‌های مربوط به دوره پس از جنگ این الگو نشان‌دهنده نوسانات در موجودی‌های انبار بوده که به معنای این است که نوسانات تولید به طور قابل توجهی تحت‌تأثیر نوسانات موقتی است. در این مطالعه متغیری که نشان‌دهنده عمق رکود است حاوی اطلاعاتی است که برای پیش‌بینی نرخ رشد تولید در دوره رونق مفید می‌باشد. با توجه به توصیف فریدمن از عدم تقارن، سیچل عنوان می‌کند که نتایج این مطالعه را می‌توان تأییدی مبنی بر الگوی پیشنهادی فریدمن در نظر گرفت.

کینز[1] (۱۹۳۶) در این رابطه به نوع دیگری از عدم تقارن اشاره می‌کند و عنوان می‌کند که معمولاً رکود اقتصادی به یک‌باره و با سرعت اتفاق می‌افتد در حالی که در پایان رکود و آغاز دوره رونق شاهد نقاط بازگشت یک‌باره نیستیم. در این زمینه نفتچی[2] (۱۹۸۴)، دلانگ[3] و سامرز[4] (۱۹۸۶) و فالک[5] (۱۹۸۶) شواهدی ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد دوره‌های رکود اقتصادی نسبت به دوره‌های رونق با سرعت بیشتری اتفاق می‌افتند. کیم و نلسون (۱۹۹۹) با اشاره به اینکه مدل تکانه‌های انقباضی فریدمن نیز همان‌طور که کینز بیان می‌کند بر دوره‌های رکود سریع و یک‌باره نسبت به دوره‌های رونق دلالت می‌کند، عنوان می‌کنند که عدم تقارن از نوعی که کینز به آن اشاره می‌کند توسط مدل‌هایی که در آن رکود در نتیجه تکانه‌های منفی جزء دائمی اتفاق می‌افتد

1. Keyens
2. Neftci
3. Delong
4. Summers
5. Falk

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

نیز توضیح داده می‌شود. از نظر آنها آنچه مدل فریدمن را متمایز می‌کند پیش‌بینی موقتی بودن تکانه‌های منفی و دائمی بودن تکانه‌های مثبت تولید است. از این منظر رکودهای اقتصادی به سرماخوردگی معمولی تشبیه می‌شوند که به یک‌باره اتفاق می‌افتند و فرایند بهبودی در یک دوره قابل پیش‌بینی و به تدریج حاصل می‌شود. این در حالی است که زمان طی شده از آخرین بیماری کمکی به پیش‌بینی زمان بیماری بعدی و یا شدت آن نمی‌کند. در این زمینه مطالعات مختلفی نشان می‌دهند که دوره‌های رکود دارای خاصیت وابستگی به زمان طی شده[1] هستند در حالی که دوره‌های رونق چنین خصوصیتی ندارند. به عبارت دیگر هر چه دوره رکود ماندگارتر باشد احتمال پایان یافتن آن بیشتر است در حالی که زمان سپری شده هنگام دوره رونق کمکی به پیش‌بینی رکودهای بعدی نمی‌کند (در این زمینه نگاه کنید به دیبلد[2] و دیگران، ۱۹۹۳ و دورلند[3] و مک کوردی[4]، ۱۹۹۴).

کیم و نلسون (۱۹۹۹) با استفاده از یک الگوی مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده غیرخطی[5]، سعی نمودند الگویی برای تجزیه تولید به دو جزء دائمی[6] و موقتی[7] ارائه کنند که عدم تقارن در ادوار تجاری را مطابق با آنچه فریدمن اشاره می‌کند توضیح دهد. کیم و نلسون در این الگو که در واقع گسترش الگوی کلارک[8] (۱۹۸۷) به حالتی است که در آن تکانه‌های موقتی شامل یک جزء نامتقارن نیز می‌شود، نشان می‌دهند که در دوره‌های عادی سطح تولید غالباً تحت‌تأثیر تکانه‌های دائمی است و در دوره‌های رکود، به طور معمول تکانه‌های نامتقارن موقتی پویایی‌های تولید را توضیح می‌دهند. مطالعات میلز[9] و ونگ[10] (۲۰۰۲) و سیمون[11] و کلارک[12] (۲۰۰۷) که با رهیافت

1. Duration Dependence
2. Diebold
3. Durland
4. McCurdy
5. Nonlinear Unobserved Component Model
6. Permanent Component
7. Transitory Component
8. Clark
9. Mills
10. Wang
11. Simone
12. Clarke

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

کیم و نلسون اقدام به برآورد مدل فریدمن برای کشورهای مختلف کرده‌اند نیز شواهد محکمی از اهمیت تکانه‌های موقتی نامتقارن در دوره‌های رکود و تکانه‌های دائمی در شرایط رونق اقتصاد ارائه می‌کنند. به عبارت دیگر این مطالعات نشان می‌دهند که تولید دارای روندی نسبتاً هموار است و عمده نوسانات تولید حاصل تکانه‌های موقتی حول این روند هستند.

در کنار این یافته‌ها، مورلی[1]، نلسون[2] و زیووت[3] (۲۰۰۳) در بررسی علت تفاوت نتایج رویکرد مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده و رویکرد بوریج[4] و نلسون (۱۹۸۱) در تجزیه تولید به دو جزء روند و ادوار نشان دادند که در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌های دائمی و موقت در روش مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده در اهمیت نسبی تکانه‌های دائمی و موقت مؤثر است. آن‌ها با برآورد یک مدل مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده که تکانه‌های تولید در آن متقارن فرض شده بود نشان دادند که با در نظر گرفتن همبستگی بین اختلالات دائم و موقت، تغییرات نرخ رشد روند (تکانه‌های دائمی) سهم بالایی از نوسانات تولید در آمریکا را توضیح می‌دهد. در این مطالعه ضریب همبستگی بین تکانه‌ها برای داده‌های آمریکا حدود ۰/۹- به‌دست آمد. پیش از این کلارک (۱۹۸۷) با براورد یک مدل مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده خطی با فرض عدم همبستگی بین تکانه‌ها نشان داده بود که عمده نوسانات در تولید حاصل تکانه‌های موقتی حول روندی نسبتاً هموار است. شواهد ارائه شده توسط مورلی و دیگران (۲۰۰۳) این فرضیه را تقویت می‌کند که در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها در الگوی مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده نامتقارن می‌تواند نتایجی متفاوت با الگوی ارائه شده توسط کیم و نلسون ارائه دهد. سینکلیر[5] (۲۰۰۹) با برآورد چنین الگویی برای آمریکا نشان می‌دهد که الگوی ارائه شده توسط مورلی و دیگران (۲۰۰۳) سهم تکانه‌های دائمی را بیش از حد برآورد می‌کند.

در ایران نظیفی (۱۳۸۱) نشان می‌دهد که بررسی تولید ناخالص داخلی بدون نفت شواهدی مبنی بر وجود عدم تقارن در ادوار تجاری ایران را ارائه نمی‌کند و از همین رو می‌توان در جهت

1. Morley
2. Nelson
3. Zivot
4. Beveridge
5. Sinclair

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

الگوسازی ادوار تجاری ایران از مدل‌های خطی استفاده کرد. شایگانی و همکاران (۱۳۹۳) در بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری اقتصاد ایران با استفاده از آنالیز موجک نشان می‌دهند که هنگام تجزیه تولید به مؤلفه‌های بسامد بالا و پایین می‌توان عدم تقارن در ادوار تجاری را در مؤلفه‌های بسامد پایین مشاهده کرد. آرمن و پیرو (۱۳۹۲) با استفاده از روش‌های ناپارامتری به بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق وجود عدم تقارن را در برخی آزمون‌ها نظیر کولموگروف- اسپیرنوف و آزمون رتبه‌ای- جمعی ویلکاکسون و روش‌های دلانگ و سامرز و نفتچی تأیید نمی‌کند این در حالی است که محققان عنوان می‌کنند بر اساس روش گالگاتی این عدم تقارن تا حدودی قابل مشاهده است. جلایی اسفندآبادی و همکاران (۱۳۹۵) نشان می‌دهند که ادوار تجاری در اقتصاد ایران نامتقارن بوده و دوره‌های رکود نسبت به دوره‌های رونق از احتمال بالاتری برخوردارند و طول این دوره‌ها طولانی‌تر است.

در مطالعه پیش رو علاوه بر بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران در یک الگوی مؤلفه‌های مشاهده نشده غیرخطی سهم نسبی تکانه‌های دائم و موقت و همچنین تأثیر عدم تقارن و همبستگی بین تکانه‌های تولید بر سهم نسبی تکانه‌ها نیز مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

۳. تصریح الگو

همان‌گونه که عنوان شد به منظور بررسی پویایی‌های روند تولید و الگوسازی عدم تقارن در ادوار تجاری اقتصاد ایران در اینجا به تبعیت از سینکلیر (۲۰۰۹)، الگوی کیم و نلسون (۱۹۹۹) را گسترش می‌دهیم و در آن امکان همبستگی بین اجزای دائمی و موقتی تکانه‌های تولید را نیز در نظر می‌گیریم[۱]. با توجه به کار مورلی، نلسون و زیووت (۲۰۰۳) که در آن همبستگی بین تکانه‌های دائمی و موقتی تولید در یک مدل مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده متقارن غیرمقید لحاظ شده است، می‌توان این مدل را گسترش یافته مدل مورلی و دیگران (۲۰۰۳) نیز در نظر گرفت که عدم تقارن

۱. تفاوت دیگر این الگو با الگوی کیم و نلسون نوع تصریح روند تولید و واریانس روند و و جزء اداری است. در الگوی کیم و نلسون علاوه بر تکانه‌های وارد بر سطح روند تولید، تکانه‌های وارد بر نرخ رشد آن نیز در الگو در نظر گرفته شده‌اند. همچنین فرض شده است که واریانس جزء دائم و موقت به وضعیت اقتصادی (رونق و رکود) بستگی دارد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

را با استفاده از روش کیم و نلسون در مدل تکانه‌های انقباضی فریدمن لحاظ می‌کند. به منظور در نظر گرفتن عدم تقارن در نوسانات ادواری، از یک فرایند مارکوف- سوییچینگ[1] برای الگوسازی جزء موقتی استفاده خواهد شد.

در برخی مطالعات عدم تقارن در دوره‌های رونق و رکود با استفاده از فرض وجود تفاوت در پویایی‌های جزء دائمی الگوسازی شده است. در این زمینه می‌توان به الگوی همیلتون[2] (۱۹۸۹) اشاره کرد. بر اساس کیم و پیگر[3] (۲۰۰۲) به‌کار گیری الگوی مورد استفاده همیلتون برای رکودهایی از نوع مدل انقباضی فریدمن نتایج را به سمت نوسانات در جزء دائمی تورش دار خواهد کرد.در الگوی مورد نظر فرض می‌شود که تولید به دو جزء روند و ادواری غیرقابل مشاهده تقسیم می‌شود:

$$Y_t = T_t + C_t \qquad (۱)$$

که در آن T_t جزء دائمی یا روند و C_t جزء ادواری یا موقتی نوسانات تولید است. برای در نظر گرفتن عدم تقارن در انحرافات موقتی از روند فرض می‌شود که جزء موقتی نوسانات در معرض تکانه‌های نامتقارنی است که بستگی به متغیر غیرقابل مشاهده U دارد. این متغیر نشان‌دهنده ماهیت تکانه‌های وارده بوده و دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌کند. هنگامی که این متغیر برابر صفر باشد به معنای آنست که اقتصاد نزدیک ظرفیت بالقوه فعالیت می‌کند و هنگامی که این متغیر برابر با یک باشد به معنای وضعیت رکودی بوده و تولید تحت‌تأثیر تکانه‌های منفی قرار دارد. جزء موقتی به تبعیت از مورلی و دیگران یک فرایند اتو رگرسیو مرتبه دوم –AR(2) در نظر گرفته شده است که تکانه‌های وارد بر آن نیز بر اساس رهیافت کیم و نلسون ترکیبی از تکانه‌های متقارن و نامتقارن است. تکانه‌های نامتقارن الگو منعکس‌کننده شرایطی هستند که در آن تولید در طول روند بلندمدت با این تکانه‌ها به سمت پایین منقبض می‌شود و در حقیقت معرف رکودهای مدل فریدمن (۱۹۹۳) هستند.

1. Markov Switching
2. Hamilton
3. Piger

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

بر این اساس الگوی جزء موقتی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$c_t = \varphi_1 c_{t-1} + \varphi_2 c_{t-2} + \gamma U_t + e_t \qquad (۲)$$

$$e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$$

$$U_t = 0,1$$

که در آن e_t بیانگر تکانه‌های متقارن و عبارت γU_t نشان‌دهنده تکانه‌های نامتقارن است که وابسته به متغیر غیرقابل مشاهده U_t است. همان‌گونه که گفته شد این متغیر دو مقدار صفر و یک را اختیار می‌کند.

در دوره رونق $U_t = 0$ و این به معنای صفر بودن تکانه‌های نامتقارن است $(\gamma U_t = 0)$. در هنگام رکود، فرض می‌شود که اقتصاد با یک تکانه موقتی با ارزش انتظاری منفی روبرو می‌شود که در این صورت خواهیم داشت:

$$\gamma U_t = \gamma < 0$$

فرض بعدی در خصوص رفتار متغیر غیرقابل مشاهده U_t است. این رفتار بایستی نشانگر عدم تقارن در تولید بوده و پایداری تولید را در دوره‌های رکود و یا رونق به حساب آورد. فرض می‌شود این متغیر مطابق یک فرایند مارکوف سوییچینگ مرتبه اول رفتار می‌کند و داریم:

$$P(U_t = 1 \mid U_{t-1} = 1) = p$$

$$P(U_t = 0 \mid U_{t-1} = 0) = q$$

از این رو وضعیت اقتصادی و اینکه متغیر U_t مقادیر صفر یا یک را اختیار می‌کند به صورت درون‌زا و در درون مدل تعیین خواهد شد. به منظور امکان شناسایی[1] متغیر وضعیت نیز علامت تکانه نامتقارن γ را به مقادیر غیر مثبت محدود می‌کنیم (سینکلیر،۲۰۰۹).

برای تصریح روند تولید می‌توان از یک فرایند گام تصادفی مطابق آنچه فریدمن (۱۹۹۳) اشاره می‌کند استفاده نمود:

1. Identification

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

$$T_t = g + T_{t-1} + \eta_t \quad (۳)$$

$$\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$$

که در آن g معرف جمله رانش است.

کلارک (۱۹۸۷) برای جزء رانش یا نرخ رشد تولید نیز یک فرایند گام تصادفی در نظر می‌گیرد که در این صورت روند تولید دارای جمله رانش دوگانه به صورت زیر خواهد بود:

$$T_t = g_{t-1} + T_{t-1} + \eta_t \quad (۴)$$

$$g_t = g_{t-1} + \omega_t \quad (۵)$$

$$\omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2)$$

اوه[1] و زیووت (۲۰۰۶) نشان می‌دهند که این فرض نتایج مدل مورلی و دیگران (۲۰۰۳) را تأیید می‌کند و تأثیر قابل توجهی بر نتایج کیفی این مدل ندارد.

٤. برآورد الگوها و نتایج تجربی

برای برآورد الگوهای خطی (متقارن) از روش کالمن و رهیافت حداکثر درست‌نمایی استفاده خواهد شد. همچنین در برآورد الگوهای نامتقارن، با استفاده از یک الگوی فضا –حالت[2]، روش کیم (۱۹۹۹) مبنی بر ترکیب الگوی همیلتون و فیلتر کالمن غیرخطی مورد استفاده قرارگرفته‌است. داده‌های مورد استفاده، داده‌های فصلی لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت مربوط به سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۷ می‌باشند که پس از تعدیل فصلی در ۱۰۰ ضرب شده‌اند.

با توجه به اینکه نوسانات ارزش افزوده در بخش نفتی غالباً متأثر از وضعیت بازار جهانی و تقاضای طرف‌های تجاری ایران است، این نوسانات را می‌توان به طور عمده به عنوان یک عامل برون‌زا در تولید در نظر گرفت و نه نتیجه تصمیمات عوامل اقتصادی داخلی. از همین رو در اینجا به منظور ارزیابی ماهیت پویایی‌های تولید و سهم تکانه‌های مختلف در نوسانات آن لازم است تأثیر این بخش از نوسانات برون‌زای تولید را از بخشی از تولید که تحت‌تأثیر تصمیمات عوامل

1. Oh
2. State space

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

اقتصادی است تفکیک گردد. در نهایت می‌توان پویایی‌های تولید غیرنفتی که خود می‌تواند متأثر از درآمدهای نفتی نیز باشد را در کنار نوسانات در تولیدات بخش نفت به عنوان وضعیت کل تولید اقتصاد مورد ارزیابی قرار داد.[۱]

٤-۱. آزمون همبستگی بین تکانه‌های دائمی و موقتی در الگوی خطی (متقارن)

جدول ۱ نتایج برآورد الگوی اجزای غیرقابل مشاهده خطی بدون در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌های مدل[۲] (UC_0) و الگوی خطی با لحاظ همبستگی بین تکانه‌ها[۳] (UC_UR) را نشان می‌دهد[۴]. مقایسه نتایج دو الگو نشان می‌دهد که فرضیه صفر بودن همبستگی بین تکانه‌های دائم و موقت هنگامی که فرایند تولید تکانه‌ها متقارن است رد می‌شود. با مقایسه مقادیر لگاریتم تابع درست‌نمایی در این الگوها مقدار آماره نسبت درست‌نمایی[۵] (LR) برابر با ۷/۵۳ به‌دست می‌آید که در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی بین تکانه‌ها دلالت می‌کند.

---

۱. در حقیقت با در نظر گرفتن بخش نفت به عنوان جزیی از تولید، تفکیک تأثیر عوامل غیرمرتبط با تصمیمات عوامل اقتصادی (مثلاً کاهش قیمت جهانی نفت) و پویایی‌های تولید غیرنفتی که تحت تأثیر درآمدهای نفتی اتفاق می‌افتد دارای پیچیدگی‌های زیادی خواهد بود.

2. Zero correlation Unobserved Component Model

3. Unrestricted Unobserved Component Model

۴. در حالت کلی در الگوی مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده مورد استفاده در اینجا، بدون اعمال محدودیت‌های اضافی پارامترهای الگو قابل شناسایی نیستند. یکی از محدودیت‌های معمول برای شناسایی پارامترها در این الگوها محدودیت "همبستگی صفر بین تکانه" است (کلارک، ۱۹۸۷و هاروی و جاگر، ۱۹۹۳). با این حال ثابت می‌شود در صورتی که فرایند تولید جزء ادواری در الگوی مورد استفاده به صورت یک الگوی ARMA(p,q) با شرط $p\geq q+2$ باشد همه پارامترهای الگو (شامل کوواریانس بین تکانه‌ها، $\sigma_{\varepsilon_\eta}$) قابل شناسایی خواهد بود (نگاه کنید به مورلی و دیگران، ۲۰۰۳). در این شرایط نتایج حاصله از تجزیه تولید به دو جزء روند و ادواری با نتایج بوریج و نلسون (۱۹۸۱) منطبق خواهد بود.

5. Likelihood Ratio Statistic

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

این دو الگو به ترتیب توسط کلارک[1] (۱۹۸۷) و مورلی، نلسون و زیووت (۲۰۰۳) برای بررسی ویژگی‌های ادوار تجاری آمریکا برآورد شده‌اند. در الگوی کلارک عمده نوسانات تولید به انحرافات موقتی از یک روند هموار نسبت داده شده است در حالی که در الگوی مورلی، نلسون و زیووت ضمن رد فرضیه عدم همبستگی بین تکانه‌ها، تکانه‌های دائمی به عنوان مهمترین عامل نوسانات تولید شناخته می‌شوند.

همان‌گونه که نشان داده شده است، در اینجا نیز برآورد مدل غیرمقید (با در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها) موجب افزایش اهمیت تکانه‌های دائمی در نوسانات تولید می‌شود. استاک و واتسون (۱۹۸۸) اشاره می‌کنند که تکانه‌های واقعی موجب انتقال مسیر بلندمدت اقتصاد می‌شوند و به همین دلیل در صورت اهمیت این تکانه‌ها، نوسانات کوتاه‌مدت بیشتر منعکس‌کننده تعدیل به سمت روند بلندمدت خواهند بود. مقایسه مجموع ضرایب جزء موقتی تولید ($\varphi_1 + \varphi_2$) نیز در این الگوها نشان می‌دهد که همزمان با کاهش قابل توجه انحراف معیار جزء موقتی، پایداری[2] جزء موقتی نوسانات هنگام در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها کاهش میابد. در این زمینه توجه به دلالت‌های دو مدل برای طول ادوار تجاری نیز حائز اهمیت است. ریشه‌های چند جمله‌ای خود رگرسیون برآوردی برای جزء موقتی حاکی از آنست که طول دوره تجاری در الگوی UC_0، بین ۴ تا ۵ سال است در حالی که طول دوره تجاری در الگوی UC_UR، در حدود ۳ سال است.

---

۱. در الگوی اصلی برآورد شده توسط کلارک این فرض نیز در نظر گرفته شده است که میانگین نرخ رشد روند نیز از یک فرایند گام تصادفی تبعیت می‌کند. در این الگو اگرچه جزء ادواری تولید به صورت یک فرایند ARMA(2,0) در نظر گرفته شده است با این حال به دلیل فرض گام تصادفی برای نرخ رشد میانگین روند، پارامترهای ساختاری الگو همچنان بدون اعمال محدودیت اضافی قابل برآورد نیستند. زیووت و اوه (۲۰۰۵) نشان می‌دهند در صورتی که تکانه‌های مربوط به روند و جزء ادواری دارای همبستگی بوده و به طور همزمان با تکانه‌های جمله رانش (میانگین نرخ رشد روند) غیر همبسته باشند نتایج الگو به نتایج مورلی و دیگران (۲۰۰۳) نزدیک خواهد بود.

2. Persistence

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

جدول ۱. برآورد الگوی اجزای غیرقابل مشاهده در دوحالت مقید و غیرمقید (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار پارامترهاست)

	UC_0	UC_UR
Trend Process:		
Drift g	1/11 (0/16)	1/09 (0/21)
Innovation σ_η	1/67 (0/54)	2/33 (0/41)
Cycle Process:		
φ_1	0/67 (0/4)	1/55 (0/07)
φ_2	0/3 (0/4)	−0/81 (0/12)
Innovation σ_e	1/03 (0/9)	0/6 (0/56)
Covariance $\sigma_{e\eta}$	–	−1/15 (1/51)
Correlation $\rho_{e\eta}$	–	−0/82
Log likelihood value	−260/959	−257/192

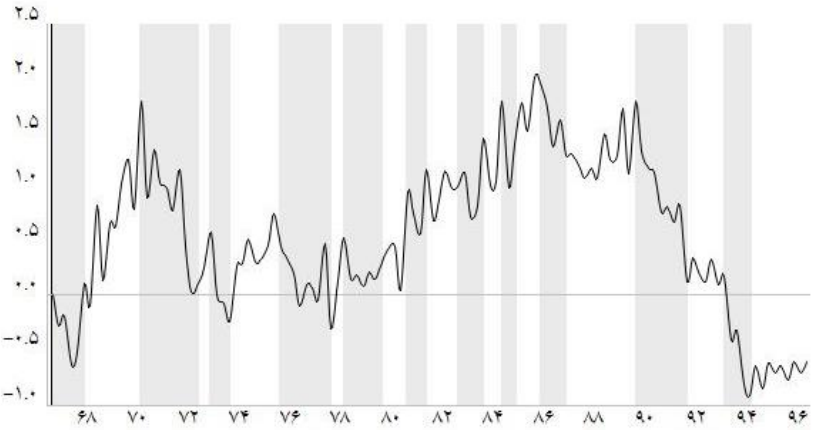
مأخذ: نتایج تحقیق

در شکل‌های ۱ تا ۳ جزء موقتی تولید در دو الگو و همچنین روند به‌دست آمده حاصل از برآورد دو الگو نشان داده شده است.[۱] مقایسه روند به‌دست آمده از دو روش نشان می‌دهد که در روش UC_0 روند تولید هموارتر بوده و بخش بیشتری از نوسانات حاصل انحرافات موقتی از روند است. این در حالی است که در الگوی UC_UR روند تولید دارای نوسانات بیشتری است و در بسیاری از دوره‌ها، نوسانات تولید حاصل تأثیر تکانه‌هایی است که اثر دائمی بر تولید دارند.

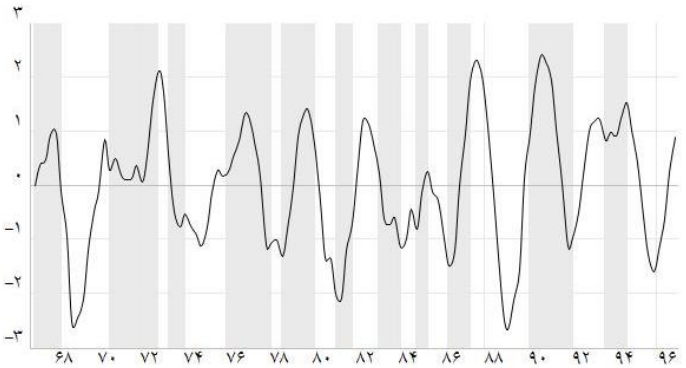
۱. در کلیه نمودارها قسمت‌های تیره رنگ رکودهای به‌دست آمده از تجزیه تولید با استفاده از رویکرد هودریک و پرسکات (HP) است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]



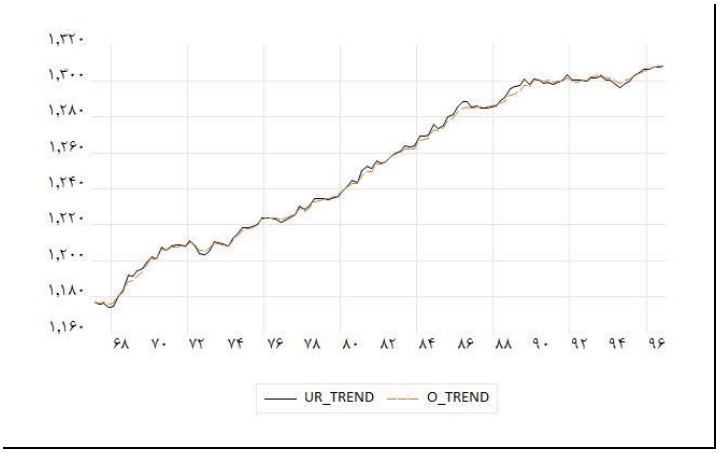
نمودار ۱. جزء موقتی تولید با فرض عدم همبستگی بین تکانه‌ها در الگوی متقارن (الگوی UC_0)



نمودار ۲. جزء موقتی تولید با فرض همبستگی بین تکانه‌ها در الگوی متقارن (الگوی UC_UR)

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]



نمودار ۳. مقایسه روند تولید در دو الگوی متقارن UC_0 و UC_UR

٤-۲. آزمون وجود عدم تقارن در ادوار تجاری

جدول ۲ نتایج حاصل از برآورد الگوهای قسمت قبل را در کنار نتایج برآورد با در نظر گرفتن عدم تقارن در جزء موقتی نشان می‌دهد. ستون اول مربوط به الگوی پایه با در نظر گرفتن عدم تقارن در جزء موقتی و همبستگی بین تکانه‌ها است. ستون دوم مربوط به الگوی کیم و نلسون (۱۹۹۹) است که در آن همبستگی بین تکانه‌ها صفر در نظر گرفته شده است. ستون سوم مربوط به الگوی مورلی، نلسون و زیووت (۲۰۰۳) و ستون چهارم نیز نتایج الگوی کلارک (۱۹۸۷) را نشان می‌دهند.

در اینجا می‌توان وجود عدم تقارن در تکانه‌های موقتی را با آزمون محدودیت $\gamma = 0$ بررسی نمود. با مقایسه ستون اول و سوم، آماره نسبت درست‌نمایی ۳۵/۴۰۶ به‌دست می‌آید که نشان‌دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر وجود تقارن در سطح اطمینان ۹۵ است. با این‌حال باید توجه داشت که آماره نسبت درست‌نمایی در این آزمون (آزمون خطی بودن الگو در برابر الگوی تغییر رژیم مارکوف) دارای توزیع استاندارد کای- دو نیست. این موضوع به دلیل قابل تشخیص نبودن پارامترای مزاحم[1] تحت فرضیه صفر و مسطح بودن تابع درست‌نمایی نسبت این پارامترها است

1. Nuisance parameters

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

(برای توضیح بیشتر در این زمینه نگاه کنید به هانسن[1]،۱۹۹۲). از این‌رو در اینجا به منظور ارزیابی مجدد نتایج، بر اساس رویکرد مورد استفاده دی سانزو[2] (۲۰۰۷) مقادیر بحرانی آزمون با استفاده از بوت استرپ[3] برای توزیع نسبت درست‌نمایی تحت فرضیه متقارن بودن الگو، مورد محاسبه قرارگرفت. بر اساس این رویکرد در ابتدا الگو ابتدا به صورت متقارن مورد برآورد قرار گرفته و با استفاده از سری پسماندهای حاصل و نمونه‌گیری مکرر از این پسماندها (با جای‌گذاری)، داده‌ها مجدداً با استفاده از پارامترهای الگوی متقارن شبیه‌سازی شده و آماره نسبت درست‌نمایی جدید با استفاده از برآورد الگو در دو حالت مقید و غیرمقید برای هر نمونه مجدداً محاسبه شد. نتایج در این حالت حاکی از رد فرضیه تقارن در سطح اطمینان در حدود ۹۰ درصد می‌باشد.

این بدان معناست که تبیین پویایی‌های ادوار تجاری مستلزم پذیرش نوعی از نوسانات موقتی در تولید است که در اثر وجود تکانه‌های نامتقارن منجر به انقباض فعالیت‌های اقتصادی از سقف قابل دست‌یابی تولید می‌شود. شواهد به‌دست آمده از عدم تقارن هرچند ضعیف است اما نشان می‌دهد که بخشی از نوسانات اقتصادی با تبیین فریدمن قابل توضیح است.[4]

٤-۳. آزمون وجود همبستگی بین تکانه‌ها در الگوی نامتقارن

مقایسه ستون‌های اول و دوم جدول ۲ نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن عدم تقارن در جزء موقتی تولید تکانه‌های دائم و موقت همچنان دارای همبستگی منفی با یکدیگرند. ستون اول جدول، نتایج برآورد الگو با لحاظ وجود عدم تقارن و همبستگی بین تکانه‌ها و ستون دوم برآورد الگو با لحاظ محدودیت صفر بودن همبستگی را نشان می‌دهد. با مقایسه مقادیر تابع درست‌نمایی الگوها، آماره آزمون نسبت درست‌نمایی ۵/۵۶۰ به‌دست می‌آید که در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر

1. Hansen
2. Di Sanzo
3. Bootstrap

۴. نگارنده با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲ به شواهد محکم‌تری از وجود تکانه‌های نامتقارن رسید است. این موضوع می‌تواند به تأثیر غالب و قابل توجه تکانه‌های دائمی و یا تکانه‌های موقتی متقارن در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۶ مرتبط باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

رد فرضیه عدم وجود همبستگی دلالت می‌کند. همان‌طور که مقایسه ضرایب برآوردی برای انجراف معیار جزء دائمی در دو مدل نشان می‌دهد، در نظر گرفتن این همبستگی باعث افزایش نوسانات دائمی نسبت به مدل برآوردی توسط کیم و نلسون می‌شود.

همچنین در این الگو بر خلاف الگوی کیم و نلسون، تکانه‌های متقارن جزء موقتی تولید نیز بخشی از نوسانات تولید را توضیح می‌دهند. کیم و نلسون در بررسی داده‌های آمریکا نشان دادند که هنگام در نظر گرفتن عدم تقارن در جزء موقت نوسانات، تکانه‌های متقارن موقتی سهمی در نوسانات تولید ندارند. این موضوع در نتایج الگوی کیم و نلسون برای داده‌های ایران نیز صادق است و ضریب به‌دست آمده برای انحراف معیار تکانه‌های متقارن نزدیک به صفر است. با این حال در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها موجب می‌شود تا تکانه‌های متقارن جزء ادواری تولید نیز بخشی از نوسانات تولید را توضیح دهند. این تکانه‌ها همان‌طور که مورلی و دیگران (۲۰۰۳) اشاره می‌کنند نشان‌دهنده تعدیلات جزء ادواری تولید به سمت روند هنگام تأثیر تکانه‌های دائمی هستند.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوهای مختلف (اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده انحراف معیار پارامترها است)

Trend Process:		Asymmetric UC_UR	Asymmetric UC_0	Symmetric UC_UR	Symmetric UC_0
		I	IV	II	V
Drift term	g	1/13 (0/31)	1/15 (0/163)	1/09 (0/21)	**1/11 (0/61)**
Standard deviation of permanent innovation	σ_η	2/66 (0/39)	1/75 (0/141)	2/33 (0/41)	**1/67 (0/54)**
Cycle Process:					
AR(1) Parameter	φ_1	1/32 (0/08)	–/9 (0/09)	1/55 (0/07)	**0/67 (0/4)**
AR(2) Parameter	φ_2	–0/61 (0/11)	–0/76 (0/16)	–0/81 (0/12)	**0/3 (0/4)**
Standard deviation of transitory innovation	σ_e	0/84 (0/4)	0/0001 (0/01)	0/6 0/56)	**1/03 (0/09)**
Asymmetric shock parameter	γ	–2/11 (2/16)	–0/55 (0/17)	–	–
Correlation	$\rho_{e\eta}$	–1/00 (0/00)	0	–0/82	**–**
Pr[ut=1|ut-1=1]	p	0/55 (0/69)	0/00 (0/000)	–	**–**
Pr[ut=0|ut-1=0]	q	0/95 (0/01)	0/43 (0/28)	–	**–**
Log likelihood		–239/496	–242/276	–257/192	**–260/959**
Log likelihood value		–169/77	–167/07	–166/94	**–170/91**

مأخذ: نتایج تحقیق

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

٤-٤. آزمون درون‌زایی تغییر رژیم

به منظور بررسی همبستگی بین متغیر وضعیت و تکانه‌های مدل نیز به تبعیت از سینکلر (۲۰۰۹) از رهیافت کیم، پیگر و استارتز (۲۰۰۸) استفاده خواهیم کرد. برای این منظور الگوی پایه را به حالتی که در آن اختلالات مربوط به متغیر وضعیت و سایر تکانه‌های الگو دارای همبستگی هستند گسترش می‌دهیم. در اینجا فرض می‌شود که رفتار متغیر وضعیت به‌صورت زیر خواهد بود:

$$u_t = \begin{cases} 0 & if \quad u_t^* < 0 \\ 1 & if \quad u_t^* \geq 0 \end{cases}$$

$$u_t^* = \alpha + \beta u_{t-1} + w_t \qquad (۶)$$

که توزیع مشترک تکانه‌های موجود (w، e و η) یک توزیع نرمال چند متغیره باشد. در حالت تغییر رژیم درون‌زا همبستگی بین تکانه‌ها غیر صفر بوده و میانگین و ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی تکانه‌ها به‌صورت زیر است:

$$E\left(\begin{bmatrix}\eta_t \\ e_t\end{bmatrix} | u_t = i, u_{t-1} = j, I_{t-1}\right) = \begin{bmatrix}\sigma_{\eta w} M_{ij} \\ \sigma_{ew} M_{ij}\end{bmatrix} \qquad (۷)$$

$$\text{Variance} - \text{Covariance}\left(\begin{bmatrix}\eta_t \\ e_t\end{bmatrix} | u_t = i, u_{t-1} = j, I_{t-1}\right) = \qquad (۸)$$

$$\ldots \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 - \sigma_{\eta w}^2 M_{ij}(M_{ij} + \alpha + \beta u_{t-1}) & \sigma_{\eta e} - \sigma_{\eta w}\sigma_{ew} M_{ij}(M_{ij} + \alpha + \beta u_{t-1}) \\ \sigma_{\eta e} - \sigma_{\eta w}\sigma_{ew} M_{ij}(M_{ij} + \alpha + \beta u_{t-1}) & \sigma_e^2 - \sigma_{ew}^2 M_{ij}(M_{ij} + \alpha + \beta u_{t-1}) \end{bmatrix}$$

که برای هر M_{ij} داریم:

$$M_{00} = \frac{-\phi(-\alpha)}{\Phi(-\alpha)}$$

$$M_{10} = \frac{\phi(-\alpha)}{1-\Phi(-\alpha)}$$

$$M_{01} = \frac{-\phi(-\alpha-\beta)}{\Phi(-\alpha-\beta)}$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

$$M_{11} = \frac{-\phi(-\alpha-\beta)}{1-\Phi(-\alpha-\beta)}$$

که در آن ϕ و Φ به ترتیب تابع چگالی و تجمعی نرمال استاندارد هستند.

بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که الگوی تغییر رژیم برون‌زا حالت خاصی از الگوی درون‌زا است با لحاظ این محدودیت که همبستگی بین تکانه‌ها با اختلال مربوط به متغیر وضعیت، صفر است:

$$\sigma_{\eta w} = \sigma_{\eta e} = 0$$

مقایسه نتایج برآورد الگو با فرض درون‌زایی تغییر رژیم و نتایج برآورد الگوی مقید (الگو با فرض صفر بودن همبستگی بین جملات اخلال) نشان می‌دهد که فرضیه برون‌زایی تغییر رژیم رد نمی‌شود. آماره نسبت درست‌نمایی برای این آزمون ۱/۰۴ می‌باشد که حاکی از عدم رد فرضیه صفر مبنی بر برون‌زایی تغییر رژیم در سطح معنی‌داری ۵ درصد است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که تکانه‌های نامتقارن دارای فرایندی متفاوت از سایر تکانه‌های تأثیرگذار بر تولید می‌باشند.

۵. تحلیل پویایی‌های جزء ادواری و روند تولید

نتایج حاصل از برآورد الگوی تکانه‌های انقباضی فریدمن (۱۹۹۳) با در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها نشان می‌دهد نقش تکانه‌های دائمی در نوسانات تولید مهم و قابل توجه است. بر اساس جدول ۲ انحراف معیار تکانه دائمی در این الگو در مقایسه با الگویی که در آن همبستگی تکانه‌ها صفر در نظر گرفته شده است در حدود ۱/۵ برابر بزرگ‌تر است.

با توجه براوردهای احتمال انتقال‌ها می‌توان به تقریبی از طول دوره‌های رونق و رکود نیز دست یافت. بر این اساس مدت زمان مورد انتظار برای طول دوره وضعیت ۱ (هنگامی که میانگین جزء موقتی منفی است)، ۱/۸۱ فصل ($\frac{۱}{۱-\Pr[u_t = ۱ | u_{t-۱} = ۱]} = ۱/۸۱$) و مدت زمان مورد انتظار برای طول دوره‌هایی با وضعیت صفر (دوره‌هایی که تولید تحت‌تأثیر تکانه‌های موقتی نامتقارن قرار نمی‌گیرد) ۲۰ فصل است ($\frac{۱}{۱-\Pr[u_t = ۰ | u_{t-۱} = ۰]} = ۲۰$).

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

همان‌طور که در شکل ۴ مشاهده می‌شود در نظر گرفتن تکانه‌های نامتقارن موجب افزایش دامنه نوسانات جزء موقتی از ۳/۴- تا ۳/۷ شده است. این در حالی است در الگوی متقارن (نمودار۲) دامنه تغییرات جزء موقتی از ۲/۷- تا ۲/۴ است. به نظر می‌رسد در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها موجب شده است نوسانات ادواری تولید بیشتر شبیه به الگوی مورلی و دیگران (۲۰۰۳) باشد تا الگوی کیم و نلسون (۱۹۹۹). همان‌گونه که با مقایسه ستون‌های اول و دوم مشخص است نوسانات جزء دائمی تولید نسبت به الگوی کیم و نلسون بالاتر است. با این حال، در نظر گرفتن عدم تقارن در تکانه‌های موقتی همزمان باعث افزایش سهم تکانه‌های موقت نسبت به الگوی مورلی و دیگران (۲۰۰۳) نیز شده است. از این‌رو در الگوی فعلی نقش تکانه‌های دائم و موقت در نوسانات تولید حائز اهمیت است.

با توجه به قسمت‌های خاکستری رنگ که نشان‌دهنده دوره‌های رکود شناسایی شده توسط الگوریتم برای- بوشان بر اساس روند به‌دست آمده از روش هودریک- پرسکات است، می‌توان به عدم انطباق معنادار و قابل توجه ادوار به‌دست آمده در الگوی فعلی با ادوار حاصل از روش هودریک –پرسکات پی برد. این دوره‌ها بر اساس تعریف مربوط به ادوار رشد[1] مشخص شده‌اند که مبنای آن انحراف از روند بلندمدت است. دوره‌های رکود در اینجا الزاماً دوره کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی تعریف نمی‌شوند بلکه دوره‌هایی که در آن رشد تولید کمتر از رشد روند تولید است به عنوان مرحله[2] رکود ودوره‌هایی که در آن رشد تولید بالاتر از رشد روند تولید است به عنوان مرحله رونق شناسایی می‌شوند.[3] بر این اساس عدم انطباق ذکر شده، دور از انتظار نیست چرا که بر اساس نتایج به‌دست آمده غالب دوره‌های رکود شناسایی شده در روش هودریک-

1. Growth cycles
2. Phase

۳. با توجه به اینکه در این تعریف قرار گرفتن در فاز رکود می‌تواند در نتیجه افزایش نرخ رشد روند تولید نیز باشد، ممکن است این تعریف از رکود توسط رفتار ظاهری تولید واقعی به آسانی قابل تشخیص نباشد. در جنین مواردی به طور معمول سطح تولید پایین‌تر از روند آن قرار دارد، اما این موضوع حاصل تکانه‌های موقتی تولید واقعی به سمت پایین و یا رشد منفی تولید نیست، بلکه به دلیل انتقال روند تولید به سطحی بالاتر از تولید واقعی است و می‌تواند در مواقعی که تولید دارای رشد مثبت است نیز اتفاق بیفتد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]
[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

پرسکات در واقع حاصل کاهش نرخ رشد روند تولید هستند که در روش هودریک-پرسکات به عنوان نوسانات ادواری در نظر گرفته شده‌اند. این در حالی است که اجزای ادواری در این جا در حقیقت تعدیل تولید به سمت روند بلندمدت را نشان می‌دهد. این دوره‌ها به طور عمده عبارتند از:

(۱۳۷۰:۳-۱۳۷۲:۴)، (۱۳۷۳:۲-۱۳۷۴:۱)، (۱۳۷۵:۴-۱۳۷۶:۴)، (۱۳۷۸:۳-۱۳۷۹:۳)،

(۱۳۸۱:۱-۱۳۸۱:۳)، (۱۳۸۳:۱-۱۳۸۳:۳)، (۱۳۸۴:۴-۱۳۸۵:۲)، (۱۳۸۶:۲-۱۳۸۶:۴)،

(۱۳۹۰:۱-۱۳۹۲:۴)، (۱۳۹۳:۳-۱۳۹۴:۳)

در همه این دوره‌ها که به طور عمده منطبق با رکودهای ادواری شناسایی شده با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات هستند، نرخ رشد روند تولید کاهش یافته است و بخش ادواری تولید نشان‌دهنده عدم تعدیل آنی سری تولید نسبت به تکانه دائمی است که منجر به انحراف موقت از روند تولید شده است.

۵-۱. رکودهای شامل تکانه‌های موقتی نامتقارن

بر اساس تعریف کلاسیک ادوار تجاری که در آن دوره‌های رکود اقتصادی به دوره‌های کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی در یک دوره معین اطلاق می‌شود و بر اساس کاهش تولید طی دو فصل متوالی،[1] در ایران می‌توان چهار مقطع رکود اقتصادی را در طول دوره مورد بررسی شناسایی نمود. این دوره‌ها عبارتند از سال ۱۳۷۲ (با ۳ فصل متوالی رشد منفی)، سال ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ (رشد منفی در فصل سوم ۱۳۷۳ تا فصل اول ۱۳۷۴)، سال ۱۳۷۶(رشد منفی از فصل دوم تا چهارم) و سال ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ (رشد منفی در فصل چهارم۱۳۹۳ تا فصل سوم ۱۳۹۴). با توجه به نمودار۵ می‌توان اهمیت تکانه‌های نامتقارن ادواری را در نوسانات تولید این مقاطع مشخص نمود. این نمودار نشان‌دهنده احتمال بروز تکانه موقتی نامتقارن در سری تولید است. در اینجا علی‌رغم وجود

۱. دفتر ملی تحقیقات اقتصادی آمریکا (NBER) در تعریف رکود اشاره می‌کند که رکود اقتصادی (Recession) به دوره‌هایی از کاهش فعالیت‌های اقتصادی اطلاق می‌شود که در بخش‌های مختلف اقتصاد گسترش می‌یابد و ممکن است از چند ماه تا بیش از یک سال طول بکشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

احتمال تکانه موقتی در هر چهار مقطع رکود اشاره شده، تنها در دو مقطع زمانی ۱۳۷۲ و ۱۳۹۴ این احتمال بالاتر از ۵۰ درصد است.

اگرچه در مقاطع اولیه هر رکود جزء موقتی تولید مثبت است در همه این دوره‌ها تکانه‌های موقتی نامتقارن سرانجام موجب کاهش تولید به پایینتر از روند شده‌اند. این کاهش‌ها همان‌گونه که فریدمن اشاره می‌کند به عنوان انقباض‌های موقتی تولید از سقف قابل دست‌یابی خود تصور می‌شوند که توسط عوامل تأثیرگذار بر تقاضای کل اقتصاد نظیر تکانه‌ها پولی می‌توان آنها را توضیح داد. با توجه به نمودار ۶ مثبت بودن جزء موقتی در ابتدای هر دوره را نیز می‌توان به تکانه‌های منفی قابل توجه در جزء دائمی که باعث شده است روند تولید به سطحی پایین‌تر از سطح واقعی تولید تنزل یابد نسبت داد. از این‌رو کاهش فعالیت‌های اقتصادی در این دو مقطع علاوه بر تکانه‌های موقتی نامتقارن تحت‌تأثیر تکانه‌های دائمی قابل توجه نیز قرار گرفته است.

یکی از دوره‌هایی که در آن تولید تحت‌تأثیر تکانه موقتی منفی قرار گرفته است، مربوط به سال ۱۳۸۶ است. در این دوره که احتمال وجود تکانه موقتی بالاتر از ۴۰ درصد است به دلیل تأثیر محسوس تکانه‌های دائمی بر تولید، روند تولید نیز کاهش قابل توجهی را تجربه می‌کند و به همین دلیل تولید همچنان بالاتر از روند خود قرار دارد.

۵-۲. رکودهای ناشی از تکانه‌های دائمی

از میان مقاطع چهار گانه رکود اقتصادی که در آن تولید در دو فصل متوالی روند نزولی را تجربه کرده است، همان‌گونه که در قسمت قبل اشاره شد تنها رکودهای مربوط به سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۶ دارای احتمال کمتر از ۵۰ درصد برای تکانه‌های موقتی نامتقارن هستند. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که نوسان تولید در این دو دوره به طور قابل توجهی تحت‌تأثیر تکانه‌های دائمی است. در این دوره علی‌رغم کاهش قابل توجه فعالیت‌های اقتصادی، به دلیل تکانه منفی وارد شده به روند تولید، جزء موقتی تولید در بازه وسیعتری عددی مثبت است که نشان‌دهنده عدم تعدیل آنی تولید در واکنش به تکانه دائمی است. علاوه بر این نباید از نظر دور داشت که در دو مقطع دیگر رکود نیز همان‌گونه که گفته شد نقش تکانه‌های دائمی مهم و قابل توجه است. تکانه‌های منفی دائمی در

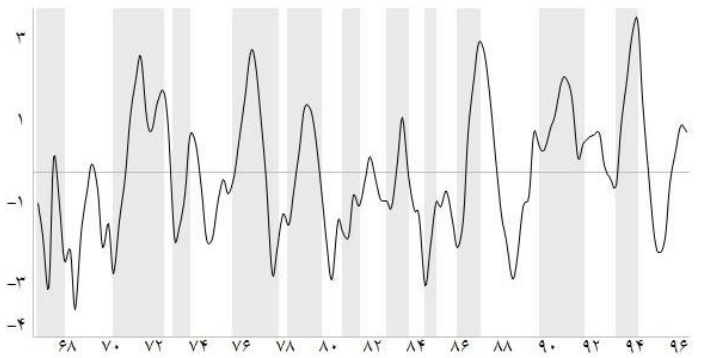
[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

مقاطعی نظیر سال‌های ۱۳۷۹ و مقطع ۱۳۸۹ تا اوایل ۱۳۹۳ نیز منجر به کاهش روند تولید به سطحی پایین‌تر از تولید واقعی شده‌اند، با این‌حال در این سال‌ها رشد تولید واقعی همچنان مثبت است.

به طور مشابه می‌توان موارد دیگری را شناسایی کرد که در آنها تولید تحت‌تأثیر تکانه‌های دائمی پایین‌تر از روند خود قرار می‌گیرد. در این دوره‌ها علیرغم رشد مثبت تولید، جزء موقتی منفی است و تولید در سطحی کمتر از تولید بالقوه قرار دارد. همان‌طور که در شکل ۴ مشاهده می‌شود این نوسانات جزء موقتی در نگاه اول ممکن است نوسانات منفی تحت‌تأثیر تکانه‌های موقتی نامتقارن به نظر برسند، با این‌حال در همه این موارد احتمال چنین تکانه‌هایی پایین است و در این دوره‌ها تکانه‌های دائمی مثبت منجر به انجراف جزء دائمی تولید از تولید واقعی شده‌اند. این انحراف نیز نشان‌دهنده عدم تعدیل آنی تولید در واکنش به تکانه‌های دائمی است.

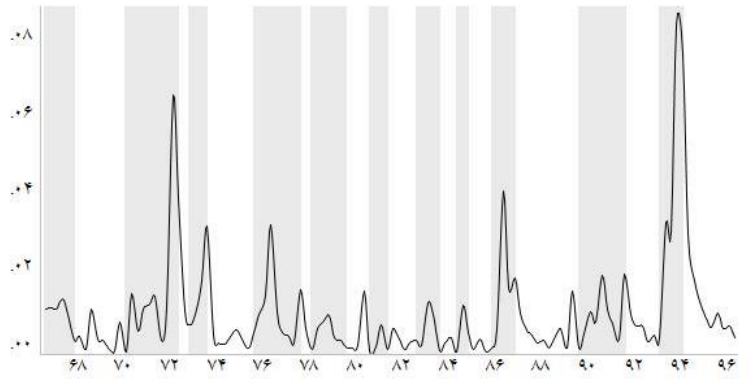
سال‌های ۱۳۶۷ تا اوایل سال ۱۳۶۹ و سال ۱۳۶۹ تا سال ۱۳۷۰، ۱۳۸۰تا اوایل سال ۱۳۸۲، سال ۱۳۸۲(فصل سوم) تا ۱۳۸۳، ۱۳۸۴ تا سال ۱۳۸۶، سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹ از این جمله‌اند.



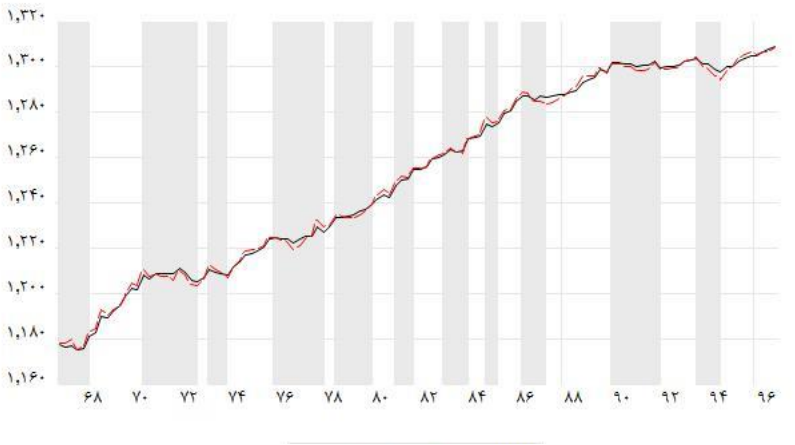
نمودار ۴. جزء موقتی تولید با فرض همبستگی بین تکانه‌ها در الگوی نامتقارن

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]



نمودار ۵. احتمال تکانه‌های نامتقارن برون‌زا



نمودار ۶. مقایسه تولید ناخالص داخلی بدون نفت و بروند بلند مدت آن

روند تولید در الگوی نامتقارن با در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها ----- تولید ناخالص داخلی ——

٦. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از یک الگوی مؤلفه‌های غیرقابل مشاهده نامتقارن وجود عدم تقارن در جزء موقتی نوسانات تولید و اهمیت نسبی تکانه‌های دائم و موقت مورد آزمون قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد سهم قابل توجهی از نوسانات تولید حاصل تأثیر تکانه‌های دائمی تولید

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

است. در این زمینه می‌توان به مقاطع کاهش فعالیت‌های اقتصادی در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۴، ۱۳۷۶ و ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۴ اشاره کرد. در این مقاطع که رشد منفی فصلی حداقل دو فصل متوالی ادامه یافته است تکانه‌های مربوط به روند تولید سهم معناداری در کاهش میزان تولید داشته است. نتایج حاصل از برآورد الگوها همچنین حاکی از وجود همبستگی قابل توجه منفی بین تکانه‌ها در دو الگوی متقارن و نامتقارن است. بر اساس نتایج حاصله، در نظر گرفتن همبستگی بین تکانه‌ها موجب افزایش سهم نسبی تکانه‌های دائمی در نوسانات تولید شده است. همچنین در نظر گرفتن یک تکانه نامتقارن در جزء موقتی تولید با استفاده از یک فرایند مارکوف سوییچینگ نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی بدون نفت در موارد محدودی تحت‌تأثیر تکانه‌های انقباضی موقتی نیز قرار گرفته است. این تکانه‌ها که در مقاطع ۱۳۷۲ و ۱۳۹۳ با احتمال بالایی به همراه با تکانه‌های روند تولید منجر به کاهش تولید شده‌اند شواهد ضعیفی مبنی بر تبیین فریدمن از نوسانات اقتصادی ارائه می‌کنند. در الگوی فریدمن تکانه‌های نامتقارن موقتی باعث کاهش تولید از سقف قابل دست‌یابی خود می‌شوند.

با توجه به نتایج به دست آمده مبنی بر سهم قابل توجه تکانه‌های دائمی در نوسانات تولید لازم است سیاست‌گذاری برای تثبیت فعالیت‌های اقتصادی و کاهش نوسانات تولید از طریق سیاست‌های متعارف پولی و یا مالی، با احتیاط بیشتری صورت پذیرد چرا که استفاده از این سیاست‌ها در شرایط وجود تکانه‌های جانب عرضه به بی‌ثباتی بیشتری می‌انجامد. همچنین با توجه به وجود تکانه‌های موقتی نامتقارن، شناخت صحیح منشأ تکانه‌ها و اتخاذ تصمیمات صحیح سیاستی بر این مبنا، قادر است سطح متوسط تولید را در کنار کاهش نوسانات آن افزایش دهد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

منابع

آرمن، سید عزیز و فرزانه پیرو (۱۳۹۲)، "بررسی عدم تقارن در ادوار تجاری ایران و نقش تکانه‌های نفتی در ایجاد آن"، *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، دوره ۱۰، شماره ۴.

جلائی اسفندآبادی، سید عبدالمجید؛ شکیبایی، علیرضا؛ نجاتی، مهدی و مسلم انصاری‌نسب (۱۳۹۵)، "بررسی آثار عوامل مؤثر بر شکاف تولید در اقتصاد ایران"، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، شماره ۴.

شایگانی، بیتا؛ ابوالحسنی، اصغر؛ سلامی، امیربهداد و رامین خوچیانی (۱۳۹۳) "بررسی تقارن ادوار تجاری با رویکرد آنالیز موجک"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی دانشگاه خوارزمی*، دوره۵، شماره ۱۷.

نظیفی، فاطمه (۱۳۸۱) "آیا چرخه‌های اقتصادی در ایران متقارنند؟"، *پژوهشنامه اقتصادی* (دانشگاه علامه طباطبایی) شماره ۶.

Beveridge Stephen and R. Nelson Charles (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.

Clark Peter K. (1987). "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity", *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, vol. 102(4), pp.797-814.

De Long J. Bradford and Lawrence H. Summers (1988). "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 19(2), pp. 433-494.

DeLong J. Bradford and Lawrence H. Summers (1984). "Are Business Cycles Symmetric?". *NBER Working Papers* 1444, National Bureau of Economic Research, Inc.

Di Sanzo Silvestro (2007). "Testing for Linearity in Markov Switching Models: A Bootstrap Approach." *Statistical Methods & Applications*, forthcoming.

Diebold Francis X. and Rudebusch Glenn and Daniel Sichel (1993). "Further Evidence on Business-Cycle Duration Dependence," *NBER Chapters, in: Business Cycles, Indicators and Forecasting*, pp. 255-284 National Bureau of Economic Research, Inc.

Diebold Francis X. and D. Rudebusch Glenn (1990). "A Nonparametric Investigation of Duration Dependence in the American Business Cycle," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 98(3), pp. 596-616.

Durland J. Michael and H. McCurdy Thomas (1994). "Duration-Dependent Transitions in a Markov Model of U.S. GNP Growth", *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, 12(3), pp. 279-88.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

Falk Barry (1986). "Further Evidence on the Asymmetric Behavior of Economic Time Series over the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 94(5), pp. 1096-1109.

Friedman Milton (1993). "The 'Plucking Model' of Business Fluctuations Revisited". *Economic Inquiry, Western Economic Association International*, 31(2), pp.171-77.

Hansen B.E. (1992). "The Likelihood Ratio test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP". *Journal of Applied Econometrics* 7(5), pp. 61-82.

Keynes John Maynard (1936). "The General Theory of Employment, Interest and Money". London: MacMillan

Kim Chang-Jin and Christian J. Murray (2002). "Permanent and Transitory Components of Recessions", *Empirical Economics*, Springer, 27(2), pp.163-183.

Kim Chang-Jin and Jeremy M. Piger and Richard Startz (2007). "The Dynamic Relationship between Permanent and Transitory Components of U.S. Business Cycles", *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, 39(1), pp.187-204.

Kim Chang-Jin and Nelson Charles R. (1999). "Friedman's Plucking Model of Business Fluctuations: Tests and Estimates of Permanent and Transitory Components," *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, 31(3), ppl.317-34.

Kim Chang-Jin, Piger Jeremy and Startz Richard, (2008). "Estimation of Markov regime-switching Regression Models with Endogenous Switching". *Journal of Econometrics*, Elsevier, 143(2), pp. 263-273.

Kim Chang-Jin and Piger Jeremy (2002). "Common Stochastic Trends, Common Cycles and Aasymmetry in Economic Fluctuations", *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 49(6), pp. 1189-1211.

Kim Chang-Jin (1993). "Unobserved-Component Time Series Models with Markov-Switching Heteroscedasticity: Changes in Regime and the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty", *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, 11(3), pp. 341-49.

Kim Chang-Jin (1994). "Dynamic Linear Models with Markov-switching". *Journal of Econometrics*, Elsevier, 60(1-2), pp. 1-22.

Boldin M.D. (1999). "Should Policy Makers Worry about Asymmetries in the Business Cycle?" *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 3, No. 4, pp. 203- 220.

Mills T.C. and P. Wang (2002). "Plucking Models of Business Cycle Fluctuations, Evidence from the G_7 Countries", *Empirical Economics*, No. 27, pp. 255-276.

Morley James C., Charles R. Nelson and Eric Zivot (2003). "Why Are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP So Different?," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 85(2), pp. 235-243.

Neftci Salih N. (1984). "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?". *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, 92(2), pp.307-28.

Oh K.H. Eric Zivot (2006). "The Clark Model with Correlated Components" University of Washington Working Paper

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]

Sichel Daniel E. (1993). "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look". Economic Inquiry, *Western Economic Association International*, 31(2), pp. 224-36.

Sichel Daniel E. (1994). "Inventories and the Three Phases of the Business Cycle". *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association, 12(3), pp. 269-77.

Simone Nadal De, Francisco and Clarke Sean (2007). "Asymmetry in Business Fluctuations: International Evidence on Friedman's plucking model". *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, 26(1), pp. 64-85.

Sinclair Tara M. (2009). "Asymmetry in the Business Cycle: Friedman's Plucking Model with Correlated Innovations". *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, De Gruyter, 14(1), pp. 1-31.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[DOI: 10.52547/qjerp.28.95.109]