فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی
سال هفتم، شماره ۲۱، پاییز ۱۳۹۳
صفحات ۴۰۵-۳۸۱

تحلیل حساسیت شناسایی چرخه‌های تجاری به انتخاب روش آماری

رامین مجاب[*] **سیدمهدی برکچیان**[†]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۱۱/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۰۳/۲۰

چکیده

شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد از آن جهت اهمیت دارد که سیاست‌گذاری‌های دولت تابعی از وضعیت اقتصاد است. مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) به تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران بر پایه فیلتر آماری یک‌متغیره می‌پردازد. در مطالعه حاضر نتایج استفاده از فیلترهای آماری یک‌متغیره با روش‌های یک‌متغیره و چندمتغیره مقایسه می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران، بر پایه تعریف اداره ملی تحقیقات اقتصادی (NBER) از دوره‌های رونق و رکود به نوع روش آماری مورد استفاده و یک یا چندمتغیره‌بودن آن حساس نیست، اما عمق دوره‌های رونق و رکود به این ویژگی‌ها حساس است.

واژه‌های کلیدی: فیلتر، تجزیه، رونق، رکود
طبقه‌بندی JEL: C01، C32، C51، E32

[*] استادیار گروه مدلسازی، پژوهشکده پولی و بانکی؛ r.mojab@mbri.ac.ir (نویسنده مسئول)
[†] استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف؛ barakchian@sharif.edu

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

۱ مقدمه

تولید بالقوه[۱] نمایانگر نقطه‌ای بر روی مرز امکانات تولید است که با سطح بالقوه عوامل تولید و سطح فناوری تعیین می‌شود. تولید واقعی[۲] الزاماً روی این مرز قرار نمی‌گیرد. عقیده غالب آن است که تولید واقعی حول این مرز نوسان می‌کند، بدین معنی که در دوره‌هایی کمتر و در دوره‌هایی بیشتر از این سطح است. پاسخ به این پرسش که علت به‌وجود آمدن چنین نوساناتی چیست، در نظریه‌های اقتصاد کلان بحث می‌شود.[۳]

جدای از نوع پاسخ، پرسش مذکور بدان معناست که اگر تولید از دوره $t-1$ تا دوره t به اندازه Δy_t تغییر کند، بخشی از این تغییر (به‌عنوان مثال $\theta_t \Delta y_t$ به ازای $\theta_t \in [0,1]$) به تغییر مرز امکانات تولید و بقیه (یعنی $(1-\theta_t)\Delta y_t$) به تغییر تولید واقعی حول مرز مذکور مربوط می‌شود.

چگونه می‌توان گفت که در هر دوره چند درصد از تغییر تولید به تغییر مرز امکانات تولید و چند درصد به نوسان تولید حول آن مرز مربوط است؟ (یا به‌عبارت دیگر چگونه می‌توان سری θ_t را شناسایی کرد؟) این اطلاعات امکان تقسیم‌بندی دوره‌های مختلف به دوره‌های رکود و رونق را فراهم می‌آورد.[۴] پاسخ به این پرسش نیازمند وجود تعریفی دقیق از چرخه تجاری است. در دوره‌ای از علم اقتصاد رفتار چرخه‌های تجاری، باقاعده معرفی شده‌اند. به‌عنوان مثال کندراتیف[۵] در سال ۱۹۲۰ چرخه‌ای با دوره تناوب ۴۰ تا ۶۰ سال برای سری تولید اقتصادهای سرمایه‌داری معرفی می‌کند و این چرخه را "موج طولانی"[۶]

---

[1] potential output

[2] actual output

[۳] سیاست‌های پولی و مالی همواره به‌عنوان یکی از عوامل نوسان تولید حول مرز امکانات تولید شناخته شده‌اند. از نظریه‌هایی که در این زمینه مطرح شده است می‌توان به نظریه توهم پولی لوکاس، نظریه قیمت‌های نسبی تیلور و نظریه دستمزد چسبنده فیشر اشاره کرد. برای مطالعه در این زمینه به کتاب‌های اقتصاد کلان (به‌عنوان مثال McCallum (1989) فصل ۹) نگاه کنید.

[۴] برای اطلاع بیشتر در رابطه با مفاهیم رونق و رکود و دیگر اصطلاحات مربوطه به عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) نگاه کنید.

[5] Kondratieff

[6] long wave

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

می‌نامد. در این زمینه همچنین می‌توان به چرخه کوزنتس[1] و یا چرخه‌های بزرگ و کوچک هانسن[2] که دوره‌های تناوب مشخصی را برای سری‌های زمانی اقتصاد معرفی می‌کنند، اشاره کرد. (برای مطالعه بیشتر به گرنجر و هاتاناکا[3] (۱۹۶۴) ص. ۱۵ نگاه کنید). در مقابل، گوردن[4] (۱۹۶۰) نظر خود را این‌گونه بیان می‌کند:

«اگر چه چرخه‌های تجاری تکرار مداوم دوره‌های شکوفایی و رکود هستند، اما همه سیاست‌گذاران عقیده دارند که هیچ حرکت تناوبی در آنها وجود ندارد. هیچ شاهدی دال بر اینکه چرخه‌های تجاری تمایل دارند به همان شکل گذشته، با همان طول دوره و همان شدت مسیر خود را تکرار کنند دیده نمی‌شود. برخی دو و یا سه و یا چهار سال و بقیه هشت تا ده سال طول می‌کشند. در برخی از آنها صعود طولانی‌تر از سقوط است و در برخی دیگر عکس این رخ می‌دهد.»

به‌عبارت دیگر، به‌نظر می‌رسد اعتقاد به وجود چرخه‌های باقاعده در سری‌های زمانی اقتصاد از تاثیر تئوری‌ها و مشاهدات سایر علوم مانند ستاره‌شناسی بر علم اقتصاد ناشی شده است. نتایجی از این دست را می‌توان برگرفته از تئوری فوریه[5] در تبدیل سری‌های زمانی به مجموع توابع سینوسی و کسینوسی دانست.

پس از مطالعات نظری اولیه کرامر[6]، کولوموگروف[7] و وینر[8] تحلیل‌های طیفی[9] سری‌های زمانی که در واقع بسط تئوری فوریه هستند، در ادبیات اقتصادی مطرح شد (گرنجر و هاتاناکا (۱۹۶۴)، ص. ۹). نتایج این پژوهش‌ها مبانی نظری فیلترهای میان‌گذر[10] باکستر و کینگ[11] (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد[1] (۲۰۰۳) را تشکیل

---

[1] Kuznets
[2] Hansen
[3] Granger & Hatanaka
[4] Gordon
[5] fourier
[6] Cramer
[7] Kolomogoroff
[8] Wiener
[9] Spectral Analysis
[10] band-pass
[11] Baxter & King

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

می‌دهند. از این فیلترها برای استخراج یک بازه فرکانسی مشخص از یک سری زمانی استفاده می‌شود. این فیلترها با تعریف برنز و میچل[۲] در اداره ملی تحقیقات اقتصادی[۳] (NBER) از چرخه‌های تجاری سازگار هستند و می‌توانند در تفکیک سری تولید به دو جزء روند و چرخه استفاده شوند. برنز و میچل چرخه تجاری را ترکیباتی از سری تولید می‌دانستند که دارای دوره تناوب شش تا سی و دو فصل هستند (باکستر و کینگ (۱۹۹۹)). روش فیلتر هدریک و پرسکات[۴] (۱۹۹۷) در تجزیه یک سری زمانی بر پایه مبانی نظری تحلیل‌های طیفی قرار ندارد، اما ارتباط نزدیکی با دو فیلتر بالا دارد و بنابراین این فیلتر نیز معمولا در کنار آنها مطرح می‌شود.

وجه مشترک سه روش فوق، کمرنگ‌بودن نقش نظریات اقتصادی در استخراج چرخه‌های تجاری است. از نخستین تلاش‌ها برای تجزیه یک سری به دو جزء روند و چرخه در قالب یک چهارچوب رفتاری می‌توان به فریدمن[۵] (۱۹۵۷) و تجزیه درآمد به دو جزء دائمی و موقت اشاره کرد (بوریج و نلسون[۶] (۱۹۸۱)). اگر درآمد از یک فرایند تصادفی تبعیت کند، فریدمن جزء دائمی درآمد را بهترین مقدار مورد انتظار درآمد تعریف می‌کند. تجزیه بوریج و نلسون و تعمیم آن به مدل‌های چندمتغیره توسط استاک و واتسون[۷] (۱۹۸۸) در این قالب مطرح می‌شوند. در این گونه چهارچوب‌ها، نسبت به روش‌های هدریک و پرسکات (۱۹۹۷)، باکستر و کینگ (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) نقش نظریه‌های اقتصادی در تجزیه سری‌های زمانی پررنگ‌تر است.

در این پژوهش به شناسایی چرخه‌های تجاری تولید بدون‌نفت (مجموع ارزش افزوده سه بخش خدمات، صنایع و کشاورزی) در اقتصاد ایران، با استفاده از روش‌های هدریک و پرسکات (۱۹۹۷)، باکستر و کینگ (۱۹۹۹)،کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) و بوریج و

→

[1] Christiano & Fitzgerald
[2] Burns & Mitchell
[3] national bureau of economic research
[4] Hodrick & Prescott
[5] Friedman
[6] Beveridge & Nelson
[7] Stock & Watson

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

نلسون (۱۹۸۱) در قالب مدل‌های تک‌متغیره و چندمتغیره (که این مدل‌ها بر پایه مطالعه مجاب و برکچیان (۱۳۹۱) قرار دارند) می‌پردازیم.

با توجه به اینکه نتایج حاصل از هرکدام از روش‌های یادشده ممکن است به پارامترهای فیلتر یا محدودیت‌هایی که به‌طور برونزا بر مدل تحمیل می‌شود حساس باشند، در این مطالعه تاکید بر تحلیل حساسیت قرار می‌گیرد. این رویکرد به حجم وسیعی از نتایج ختم می‌شود که به این دلیل و به‌منظور تحلیل این نتایج از روش میانگین‌گیری وزنی سود می‌جوییم. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری بر پایه تعریف NBER از دوره‌های رونق و رکود به نوع روش مورد استفاده حساس نیست، حال آنکه عمق تخمین‌زده‌شده چرخه تجاری از نوع روش مورد استفاده تاثیر می‌پذیرد.

چهارچوب کلی پژوهش بدین شرح است که در بخش ۲ به معرفی روش‌های تجزیه سری‌های زمانی می‌پردازیم. در بخش ۳ نتایج تجربی استفاده از روش‌های مختلف در رابطه با اقتصاد ایران را گزارش می‌کنیم و در بخش ۴ به مقایسه و تحلیل نتایج می‌پردازیم. بخش ۵ به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲ روش‌های تجزیه

۱.۲ روش فیلترهای سری‌زمانی

فرض کنید فرایند $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$ یک فرایند تصادفی گسسته مانا و حقیقی، با مقدار انتظاری صفر باشد. فرایندهایی نظیر $U(\omega)$ و $V(\omega)$ بر روی بازه $(0,\pi)$ تعریف می‌شوند، به‌طوری‌که برای همه مقادیر t رابطه ۱ برقرار است.

$$X_t = \int_0^{\pi} cos(\omega t)dU(\omega) + \int_0^{\pi} sin(\omega t)dV(\omega) \qquad (۱)$$

که در این رابطه دو فرایند $U(\omega)$ و $V(\omega)$ فرایندهایی حقیقی هستند.[۱] این قضیه بدان معناست که فرایند $\{X_t\}_{t=0}^{\infty}$ از مجموع بی‌نهایت ترکیبات تناوبی با وزن‌های تصادفی

[۱] در همه فرکانس‌ها $E(dU(\omega)) = 0$، $E(dV(\omega)) = 0$ و برای همه فرکانس‌های متفاوت رابطه $cov(dU(\omega), dU(\omega')) = 0$ و $cov(dV(\omega), dV(\omega')) = 0$ برقرار است (نگاه کنید به پریستلی (۱۹۸۴) فصل ۱).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

تشکیل شده است. برخی از ترکیبات تناوبی دوره‌های تناوب کوتاهی دارند و برخی دوره‌های تناوب طولانی. فیلترهای هدریک و پرسکات (۱۹۹۷)، باکستر و کینگ (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) عموماً در پی جداسازی ترکیباتی با دوره‌های تناوبی مشخص (به‌عنوان مثال، کمتر از یک حد، بین دو حد و یا بیشتر از یک حد مشخص) از سری‌های زمانی هستند.

اگر $\{X_t\}_{t=0}^{T}$ سری مورد بررسی باشد، سری روند (R_t) در فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) توسط حل مسئله بهینه‌یابی رابطه ۲ به‌دست می‌آید.

$$\min_{R_t,t=0,\dots T} \sum_{t=0}^{T} (X_t - R_t)^2 + \lambda \sum_{t=0}^{T} [(R_t - R_{t-1}) - (R_{t-1} - R_{t-2})]^2 \qquad (۲)$$

جواب مسئله بالا تابعی از پارامتر λ خواهد بود. این پارامتر جریمه تغییرات سری رشد نام دارد و هر چه بزرگتر انتخاب شود، سری رشد هموارتر خواهد بود. دو مقدار حدی صفر و بی‌نهایت می‌تواند نحوه انتخاب آن‌را توضیح دهد. اگر مقدار صفر انتخاب شود، آنگاه جواب مسئله بهینه یابی $X_t = R_t$ یعنی خود سری خواهد بود و اگر بی‌نهایت انتخاب شود، ΔR_t برابر با یک عدد ثابت خواهد بود. این به معنی استخراج یک روند زمانی خطی به‌عنوان جزء روند است.[۱] به‌طورکلی، با افزایش این پارامتر، سری روند هموارتر و با کاهش آن پرنوسان‌تر می‌شود.[۲]

باکستر و کینگ (۱۹۹۹) فرایند میانگین متحرک رابطه‌های ۳ و ۴ را برای استخراج ترکیبات با دوره‌های تناوب مشخص از سری $\{X_t\}_{t=0}^{T}$ معرفی می‌کنند. در این رابطه L عملگر وقفه است.

وزن‌های فرایند میانگین متحرک فوق تابعی از دو پارامتر a و b هستند که محدوده دوره تناوب ترکیبات استخراجی را مشخص می‌کنند. برای داده‌های فصلی معمولاً حد پایین دوره

---

[۱] اگر پارامتر λ عددی منفی انتخاب شود، جواب مساله فوق منهای بی‌نهایت خواهد بود و سری رشد نوسانات غیر قابل قبولی را تجربه خواهد کرد. بر این اساس محدودیت مثبت بودن این پارامتر لازم است.

[۲] در مطالعات این حوزه، برای داده‌های فصلی معمولا عدد ۱۶۰۰ در نظر گرفته می‌شود. لازم به ذکر است که این انتخاب فاقد عمومیت است؛ به عبارت دیگر عدد ۱۶۰۰ صرفا به علت عملکرد مطلوب فیلتر در اقتصاد ایالات متحده انتخاب می‌شود و الزاما استفاده از آن در دیگر کشورها مناسب نیست. همانطور که در بخش بعد توضیح داده می‌شود، در این مقاله نتایج مربوط به دامنه نسبتا وسیعی از این پارامتر را مورد مطالعه قرار می‌دهیم.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

تناوب عدد ۶ فصل و حد بالای آن عدد ۳۲ فصل انتخاب می‌شود. پارامتر k طول وقفه‌ها و تقدّم‌های سری را تعیین می‌کند. هرچقدر این عدد بیشتر انتخاب شود، انتظار آن است که نتایج دقیق‌تری به‌دست آید،[۱] اما در عوض تعداد مشاهدات بیشتری از ابتدا و انتهای سری حذف می‌شود. معمولا عدد ۳ یا ۶ برای این پارامتر انتخاب می‌شود.

$$\hat{G}_k(\omega) = \sum_{u=-k}^{k} \hat{g}_u L^u, \quad \hat{g}_u = \hat{g}_{-u} = g_u + \frac{1-\sum_{j=-k}^{k} g_j}{2k+1}, \; u = 0, \dots, k \qquad (۳)$$

$$g_u = \frac{sinbu - sinau}{\pi u}, u = \pm 1, \pm 2, \dots, g_0 = \frac{b-a}{\pi} \qquad (۴)$$

فیلتر کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) حالت تعمیم‌یافته فیلتر باکستر و کینگ (۱۹۹۹) است. فرایند میانگین متحرک این فیلتر به‌صورت رابطه ۳ تعریف می‌شود.

$$\hat{G}_{p,f}(\omega) = \sum_{u=-f}^{p} \hat{g}_u^{p,f} L^u \qquad (۵)$$

دو مقدار p و f به‌طور کلی تابعی از زمان هستند. سه حالت مختلف می‌توان در نظر گرفت:

- $p = f = cons$، به این معنی که این دو مقدار با یکدیگر برابر باشند و تابعی از زمان نیز نباشند. این موضوع میانگین متحرکی را معرفی می‌کند که در مسئله باکستر و کینگ (۱۹۹۹) در نظر گرفته شد (با کمی تفاوت). در این حالت، مشاهدات ابتدایی و انتهایی سری حذف می‌شوند.
- $p = f$، به این معنی که طول وقفه‌ها و تقدّم‌های فرایند برابر باشد، اما در طول زمان تغییر کند. تفاوت این حالت با حالت پیش آن است که به‌عنوان مثال برای مشاهده دوم، فرایند میانگین متحرک یک وقفه و تقدّم دارد، برای مشاهده سوم، فرایند میانگین متحرک دو وقفه و تقدّم دارد و تا آخر (در حالت قبل همه مشاهدات تعداد وقفه و تقدّم مساوی داشتند). در این حالت، یک مشاهده از ابتدا و انتهای سری خروجی حذف خواهد شد.

---

[۱] به وزن‌های g_u وزن‌های فیلتر نظری می‌گویند. این فیلتر دارای بی‌نهایت وقفه و تقدم است. دو فیلتر باکستر و کینگ (۱۹۹۹) و کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) در پی تخمین این وزن‌ها در حجم داده‌های محدود هستند. طبیعتاً هرچه وقفه و تقدم بیشتری برای فرایند میانگین متحرک آنها در نظر گرفته شود، تخمین‌های دقیق‌تری به‌دست می‌آید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

- بدون محدودیت، به این معنی که به‌عنوان مثال برای مشاهده دوم، یک وقفه و تعداد $T-2$ (که در آن T تعداد کل مشاهدات است) تقدّم وجود دارد. برای مشاهده سوم، دو وقفه و تعداد $T-3$ تقدّم وجود دارد و ... . این بدان معناست که همواره $p=T-t$ و $f=t-1$ تعریف می‌شود .

برای هرکدام از این حالت‌ها وزن‌های متفاوتی برای فرایند میانگین متحرک به‌دست می‌آید. در حالت کلی این وزن‌ها چندان متفاوت از وزن‌های رابطه ۴ نیستند.

حالت اول در مقایسه با دو حالت دیگر ناکارا است، زیرا اگرچه مشاهداتی برای افزایش طول وقفه‌ها و تقدّم‌های فرایند میانگین متحرک وجود دارد، اما این کار صورت نمی‌گیرد. این موضوع در رابطه با فیلتر باکستر و کینگ (۱۹۹۹) نیز برقرار است. در مقایسه حالت دوم و سوم توجه به یک نکته لازم است: در حالت دوم تا جایی از اطلاعات استفاده می‌شود که ویژگی قرینه‌بودن وقفه‌ها و تقدّم‌های فرایند میانگین متحرک حفظ شود. در حالت سوم بدون توجه به این محدودیت از تمامی اطلاعات موجود استفاده می‌شود، اما استفاده از این سطح از اطلاعات باعث تغییر فاز[1] نتایج، به‌ویژه در نقاط ابتدایی و انتهایی سری می‌شود و به این دلیل در این مطالعه از حالت دوم استفاده می‌کنیم.

کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) در تعریف مسئله بهینه‌یابی خود، وزن فرکانس‌های مختلف را به دو گونه متفاوت محاسبه می‌کنند؛ استفاده از تابع طیف یک فرایند به‌طور مستقل و یکسان توزیع‌شده[2] و همچنین استفاده از تابع طیف یک فرایند نامانا. تفاوت نتیجه این دو حالت در دو وزن ابتدایی و انتهایی فرایند میانگین متحرک نمود پیدا می‌کند. پیش‌نهاد کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) استفاده از تابع طیف فرایند نامانا است و بنابراین در این مطالعه این حالت را مدنظر قرار می‌دهیم.[3]

۲.۲ روش تجزیه بوریج و نلسون

اگر فرایند تولید داده‌ها از فرایند ARIMA در حالت یک‌متغیره و یا یک فرایند VAR در حالت چندمتغیره تبعیت کند و فرض کنیم تولید بالقوه یک فرایند نامانا و چرخه‌های تجاری فرایندهایی مانا هستند، آنگاه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) روشی معرفی می‌کنند که می‌توان از آن در استخراج نوسانات دوره‌ای از سری تولید استفاده کرد. اعتبار نتایج به دو

---

[1] phase change

[2] independently, identically distributed

[3] برای مطالعه بیشتر در مورد جزئیات مربوط به این فیلتر، به کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) نگاه کنید.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

فرض فرایند تولید داده‌ها و رفتار تابع تولید بالقوه بستگی دارد. به‌عبارت دیگر، در این زمینه دو پرسش زیر مطرح است:

- آیا فرایند تولید داده‌ها از فرایند ARIMA یا VAR تبعیت می‌کند؟ این پرسش پاسخ قطعی ندارد. به‌عنوان مثال هاروی و جاگر[1] (۱۹۹۳) ضمن نقد این مدل‌ها، استفاده از مدل‌های ساختاری را بهترین چهارچوب برای ارائه حقایق آماری می‌دانند. با این حال، استاک و واتسون (۱۹۸۸) به این نکته اشاره می‌کنند که شواهد تجربی قابل‌توجهی دال بر قدرت توضیح‌دهندگی فرایندهای مذکور وجود دارد.
- آیا تولید بالقوه از فرایند نامانا تبعیت می‌کند و چرخه‌های تجاری فرایندهایی مانا حول این فرایند نامانا هستند؟ مهمترین پشتوانه این فرض آن است که تکانه‌های تکنولوژی که عامل اصلی نوسانات تولید بالقوه شناخته می‌شوند، فرایندهایی نامانا هستند (به‌عنوان مثال رجوع شود به کیدلند و پرسکات[2] (۱۹۸۲)). با افزایش فناوری و جابه‌جایی مرز امکانات تولید، این انتظار وجود دارد که تکنولوژی سطح جدید خود را تنها در صورت وقوع تکانه دیگری به سطح فناوری ترک کند و بنابراین مرز امکانات تولید تمایلی به بازگشت به سطح پیشین خود نداشته باشد. به‌طور مشابه انتظار آن است که اثرات تکانه‌هایی که مرز امکانات تولید را تغییر نمی‌دهند، اما باعث به‌وجود آمدن چرخه‌های تجاری می‌شوند، پس از مدتی رفته‌رفته از بین برود.

فرض کنید $\boldsymbol{z}_t$ یک بردار متغیر تصادفی n بعدی است، به‌طوری‌که تمامی متغیرهای آن $I(1)$ هستند. مدل تصحیح خطا برای این بردار به‌صورت رابطه ۶ نوشته می‌شود.

$$\boldsymbol{A}(L)\Delta\boldsymbol{z}_t = \boldsymbol{a} + \boldsymbol{b}t + \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'(\boldsymbol{z}_{t-1} - \boldsymbol{a}_0 - \boldsymbol{b}_0(t-1)) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \qquad (۶)$$

در این معادله $\boldsymbol{A}(L) = \sum_{i=0}^{p-1} \boldsymbol{A}_i L^i$ و $\boldsymbol{A}_0 = \boldsymbol{I}$ است. بردارهای $\boldsymbol{a}$، $\boldsymbol{b}$، $\boldsymbol{a}_0$ و $\boldsymbol{b}_0$ به‌ترتیب عرض از مبدا و روند در جزء تصحیح خطا و رابطه بلندمدت هستند. ماتریس $\boldsymbol{\beta}$ ضرائب بلندمدت و ماتریس $\boldsymbol{\alpha}$ ضرائب تعدیل را نمایش می‌دهند. ماتریس‌های $\boldsymbol{A}_i$ ضرائب کوتاه‌مدت مدل هستند. با تعریف $\tilde{\boldsymbol{z}}_t = \boldsymbol{z}_t - \boldsymbol{g}_0 - \boldsymbol{g}_1 t$ این رابطه را می‌توان به‌صورت

[1] Harvey & Jaeger
[2] Kydland & Prescott

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

رابطه ۷ نوشت که شرط برقراری این رابطه، وجود دو محدودیت رابطه ۸ بر بردارهای ضرائب ثابت $\boldsymbol{g}_0$ و $\boldsymbol{g}_1$ است.

$$\boldsymbol{A}(L)\Delta\tilde{\boldsymbol{z}}_t = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'\tilde{\boldsymbol{z}}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (۷)$$

$$\begin{cases} \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{g}_1 = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{b}_0 - \boldsymbol{b} \\ \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'\boldsymbol{g}_0 = (\boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}' + \sum_{i=0}^{p-1}\boldsymbol{A}_i)\boldsymbol{g}_1 - \boldsymbol{a} + \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'(\boldsymbol{a}_0 - \boldsymbol{b}_0) \end{cases} \quad (۸)$$

محدودیت‌های فوق با جایگذاری مقدار $\boldsymbol{z}_t$ و تکیه بر روش ضرائب نامعین به‌دست می‌آیند (برای مطالعه حالتی مشابه که در آن $\boldsymbol{b} = \boldsymbol{a}_0 = \boldsymbol{0}$ است، نگاه کنید به گرات[1] و همکاران (۲۰۰۶) صفحه ۲۵۱). مدل رابطه ۷ را می‌توان به‌صورت مدل VAR در سطح متغیرها نوشت (رابطه ۹).

$$\boldsymbol{B}(L)\tilde{\boldsymbol{z}}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t,\ \boldsymbol{B}(L) = \sum_{i=0}^{p}\boldsymbol{B}_i L^i \quad (۹)$$
$$\boldsymbol{B}_0 = \boldsymbol{I}_n,\ \boldsymbol{B}_1 = \boldsymbol{I}_n + \boldsymbol{A}_1 - \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}',\ \boldsymbol{B}_i = \boldsymbol{A}_i - \boldsymbol{A}_{i-1},\ \boldsymbol{B}_p = -\boldsymbol{A}_{p-1}$$

با تعریف چندجمله‌ای $\boldsymbol{C}(L) = \sum_{i=0}^{\infty}\boldsymbol{C}_i L^i$، به‌طوری‌که رابطه $\boldsymbol{C}(L)\boldsymbol{B}(L) = (1-L)\boldsymbol{I}_n$ برقرار باشد، و با استفاده از رابطه $\Delta\tilde{\boldsymbol{z}}_t = \Delta\boldsymbol{z}_t - \boldsymbol{g}_1$ مدل میانگین متحرک برداری رابطه ۱۰ به‌دست می‌آید. ضرائب $\boldsymbol{C}_i$ با استفاده از روش ضرائب نامعین به‌دست می‌آیند.

$$\Delta\boldsymbol{z}_t = \boldsymbol{g}_1 + \boldsymbol{C}(L)\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (۱۰)$$
$$\boldsymbol{C}_0 = \boldsymbol{I}_n,\ \boldsymbol{C}_1 = -(\boldsymbol{I}_n - \boldsymbol{B}_1)$$
$$\boldsymbol{C}_i = \boldsymbol{C}_{i-1}\boldsymbol{B}_1 + \cdots + \boldsymbol{C}_{i-p}\boldsymbol{B}_p,\ i = 2,3,\ldots,\ \boldsymbol{C}_i = \boldsymbol{0} \text{ for } i < 0$$

با استفاده از رابطه $\boldsymbol{C}(L) = \boldsymbol{C}(1) + (1-L)\boldsymbol{C}^*(L)$ که در آن $\boldsymbol{C}^*(L) = -\sum_{j=0}^{\infty}\boldsymbol{C}_j^* L^j$ و $\boldsymbol{C}_j^* = \sum_{i=j+1}^{\infty}\boldsymbol{C}_i$ تجزیه بوریج و نلسون به‌صورت رابطه ۱۱ به‌دست می‌آید.

[1] Garatte

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

$$\boldsymbol{z}_t = \bar{\boldsymbol{z}}_t + \boldsymbol{c}_t,\ \Delta\bar{\boldsymbol{z}}_t = \boldsymbol{g}_{۱} + \boldsymbol{C}(۱)\boldsymbol{\varepsilon}_t,\ \boldsymbol{c}_t = \boldsymbol{C}^*(L)\boldsymbol{\varepsilon}_t \qquad (۱۱)$$

متغیرهای بردار $\boldsymbol{c}_t$ متغیرهایی مانا بوده و با نام چرخه‌های بوریج و نلسون (۱۹۸۱) شناخته می‌شوند. هر کدام از متغیرهای بردار $\bar{\boldsymbol{z}}_t$ که با نام روند بوریج و نلسون شناخته می‌شوند، ترکیب خطی چند فرایند گام تصادفی باشتاب هستند. در حالت عادی، اگر رتبه ستونی ماتریس $\boldsymbol{C}(۱)$ کامل باشد، تعداد این فرایندهای گام تصادفی باشتاب برابر با n است.

اگر $\boldsymbol{z}_t \sim CI(۱,۱)$ با رتبه انباشتگی r، یک بردار متغیر تصادفی n بعدی (به‌طوری‌که $r < n$) باشد، به این معنی که تمامی n متغیر آن $I(۱)$ بوده و r ترکیب خطی از آنها $I(۰)$ است، انگل و گرنجر[1] (۱۹۸۷) نشان می‌دهند که رتبه ماتریس $\boldsymbol{C}(۱)$ برابر با $n-r$ است. این موضوع بدان معناست که تعداد فرایندهای $I(۱)$ در جزء دائمی سری برابر با $n-r$ است؛ یا به‌عبارت دیگر r فرایند گام تصادفی مشترک وجود دارد. در این حالت استاک و واتسون (۱۹۸۸) نمایش بالا را نمایش روندهای مشترک می‌نامند.

با استفاده از رابطه ۱۰ و با توجه به اینکه امید اجزای اختلال در دوره‌های بعد از t به شرط اطلاعات دوره t صفر است، می‌توان نشان داد رابطه ۱۲ برقرار است و با جمع‌گرفتن بر روی k از یک تا مثبت بی‌نهایت، رابطه ۱۳ به‌دست می‌آید.

$$E_t\Delta\boldsymbol{z}_{t+k} = \boldsymbol{g}_{۱} + \sum_{i=k}^{\infty}\boldsymbol{C}_i L^i\,\boldsymbol{\varepsilon}_t \qquad (۱۲)$$

$$\boldsymbol{c}_t = \lim_{T\to\infty}\{\boldsymbol{g}_{۱}T - \sum_{k=۱}^{T} E_t\Delta\boldsymbol{z}_{t+k}\} \qquad (۱۳)$$

این رابطه بدان معناست که بدون درنظرگرفتن روند، چرخه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) قرینه مجموع تغییرات مورد انتظار مدل در تمام دوره‌های آتی است (اگر هیچ تکانه‌ای به سیستم وارد نشود، مجموع تمام تغییراتی که در دوره‌های آینده در سری مشاهده می‌شود، مربوط به جزء نوسانات دوره‌ای است). با کسر کردن سمت راست معادله ۱۳ از بردار $\boldsymbol{z}_t$ رابطه ۱۴ به‌دست می‌آید.

[1] Engle & Granger

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

$$\bar{\boldsymbol{z}}_t = \lim_{T\to\infty}\left\{E_t\Delta \boldsymbol{z}_T - \boldsymbol{g}_1 T\right\} \quad (۱۴)$$

رابطه بالا نشان می‌دهد جزء روند تصادفی سری، مقدار موردانتظار سری در دوره‌های دور با حذف روند خطی است. یعنی اگر هیچ تکانه‌ای به سیستم وارد نشود، درنهایت تمام اثرات مربوط به چرخه‌های تجاری از بین رفته و پویایی‌های سیستم ما را به جزء دائمی فرایند می‌رساند.

۳ نتایج تجربی

بحث مربوط به محاسبه چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران را به دو زیر بخش تقسیم می‌کنیم، که یکی به روش فیلترهای سری زمانی و دیگری به روش بوریج و نلسون (۱۹۸۱) اختصاص می‌یابد. تحلیل نتایج به‌دست آمده در بخش بعد ارائه می‌شود. داده‌های مورداستفاده در این مقاله از مجاب و برکچیان (۱۳۹۱) به‌دست آمده است. تمامی داده‌ها انباشته از درجه یک هستند. برای اطلاعات بیشتر به مقاله یادشده نگاه کنید.

۱.۳ روش فیلترهای سری زمانی

در این بخش چرخه‌های تولید بدون‌نفت، با استفاده از روش فیلترهای سری زمانی محاسبه و گزارش می‌شود. در گزارش نتایج به تحلیل حساسیت توجه زیادی می‌کنیم.

در رابطه با فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷)، نیاز به تعیین پارامتر λ (جریمه تغییرات) است (به زیربخش ۱.۲ نگاه کنید). در نمودار ۱ نتایج به‌دست آمده برای حالاتی که پارامتر λ از ۱ تا ۲۰۰۰ (با جهش ۱۰ واحد) تغییر می‌کند ترسیم شده است. با افزایش این پارامتر سری روند هموارتر شده و بنابراین انتظار می‌رود چرخه‌ها عمیق‌تر شوند (یعنی نمودارهای دورتر از محور افقی به پارامترهای بزرگتر مربوط هستند).

همانطور که در زیربخش ۱.۲ بیان شد، فیلتر کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) تعمیمی از فیلتر باکستر و کینگ (۱۹۹۹) و کاراتر از آن است. در این مطالعه فقط از فیلتر کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) (حالتی که $p = f$ است) استفاده می‌کنیم. برای انجام تحلیل حساسیت، حداقل طول دوره تناوب ۶ فصل انتخاب شده و حداکثر طول دوره تناوب را از ۸ تا ۴۰، با جهش ۴ فصل تغییر داده‌ایم. نتایج به‌دست آمده در شکل ۲ گزارش شده است.

۲.۳ روش بوریج و نلسون (۱۹۸۱)

در این بخش چرخه‌های سری تولید بدون‌نفت با استفاده از روش بوریج و نلسون محاسبه و گزارش می‌شود. چرخه‌های یادشده بر پایه یک مدل اقتصادی (رابطه‌ای نظیر رابطه ۶)

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

محاسبه می‌شوند. در تصریح چنین مدلی باید نوع متغیرهای موجود در بردار $\boldsymbol{z}_t$، پارامتر p که نشان‌دهنده تعداد وقفه متغیرها در مدل است و پارامتر r که نشان‌دهنده تعداد روابط بلندمدت است تعیین کرد.

این پرسش که کدام نوع متغیرها و یا چه تعداد وقفه یا رابطه بلندمدت مدل صحیح اقتصاد ایران را تصریح می‌کند، پاسخ دقیقی ندارد. مطالعات مختلف، متغیرهای مختلفی را در بردار $\boldsymbol{z}_t$ وارد کرده و با توجه به معیارهای انتخاب مدل یا آزمون‌های آماری محدودیت‌های مشخصی را بر تعداد وقفه و یا تعداد روابط بلندمدت وضع کرده‌اند.[۱]

با توجه به نااطمینانی موجود نسبت به مدل اقتصادی، در این مطالعه رویکردی بر پایه تحلیل حساسیت در پیش می‌گیریم و نتایج را برای چندین مدل اقتصادی گزارش می‌کنیم. به منظور سنجش حساسیت نتایج به نوع متغیرهای بردار $\boldsymbol{z}_t$، نتایج مربوط به چهار بردار متفاوت را مدنظر قرار می‌دهیم. در حالت اول تنها از متغیر تولید استفاده می‌کنیم. در این حالت تجزیه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) در حالت یک‌متغیره به‌دست می‌آید. در حالت دوم سه متغیر تولید ناخالص داخلی بدون نفت، سطح قیمت‌ها و حجم پول درنظر گرفته می‌شود. در حالت سوم به سه متغیر یادشده، متغیر درآمدهای نفت نیز اضافه می‌شود و در حالت چهارم به متغیرهای حالت سوم متغیر نرخ ارز موثر اضافه می‌شود.

در هر یک از این چهار حالت باید تعداد وقفه متغیرها در مدل و تعداد روابط بلندمدت را تعیین کرد. آزمون‌های آماری و معیارهای انتخاب مدل چندی برای این منظور معرفی شده‌اند، اما با توجه به محدودیت‌های این معیارها یا آزمون‌ها[۲] نااطمینانی مربوط به مدل هیچ‌گاه از بین نمی‌رود. بر این اساس، در این حالت نیز رویکرد تحلیل حساسیت در پیش می‌گیریم و وقفه متغیرها و تعداد روابط بلندمدت متفاوتی را برای هرکدام از چهار مدل بالا انتخاب می‌کنیم. به‌طورکلی، وقفه مدل‌ها را از یک تا سه[۳] (بجز حالت یک‌متغیره که نتایج

---

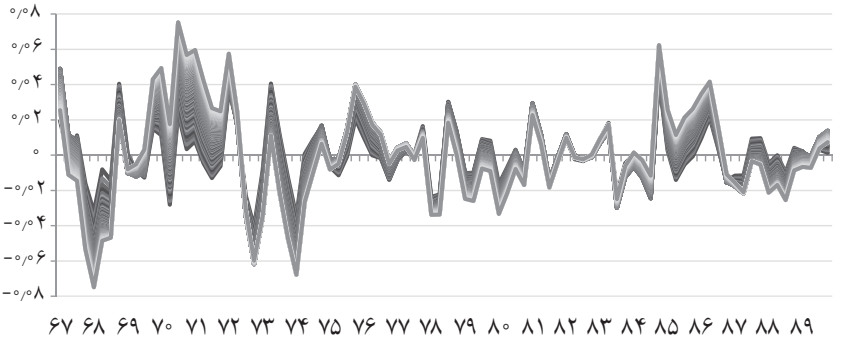
[۱] به‌عنوان مثال نگاه کنید به مهرآرا (۱۳۷۷)، نصراصفهانی و یاوری (۱۳۸۲)، عباسی‌نژاد و شفیعی (۱۳۸۳)، اصفهانی، محدث و پسران (۲۰۱۲) و مجاب و برکچیان (۱۳۹۱)

[۲] معیارهای خوبی برازش متفاوت معمولا مدل‌های متفاوتی را به‌عنوان مدل بهینه معرفی می‌کنند و تصمیم بر سر اینکه کدام معیار بهتر است، یک تصمیم فاقد عمومیت است. از طرف دیگر آزمون‌های آماری نیز در معرض خطاهای نوع اول و نوع دوم قرار دارند.

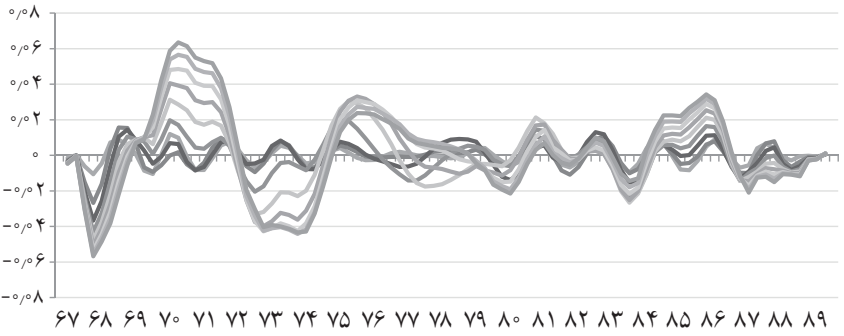
[۳] علت درنظر نگرفتن وقفه‌های بیشتر، مشکلات ناشی از کاهش درجات آزادی در مدل‌های خودرگرسیون برداری است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

تا وقفه ۵ گزارش گردیده است) و تعداد روابط بلندمدت را از صفر تا تعداد متغیرهای مدل منهای یک تغییر داده‌ایم.



شکل ۱. چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده با فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷). سری‌های مختلف مربوط به انتخاب ارزش‌های متفاوتی برای پارامتر جریمه هموارسازی است. این پارامتر را از ۲ تا ۲۰۰۰ با جهش ۱۰ واحد تغییر داده‌ایم.



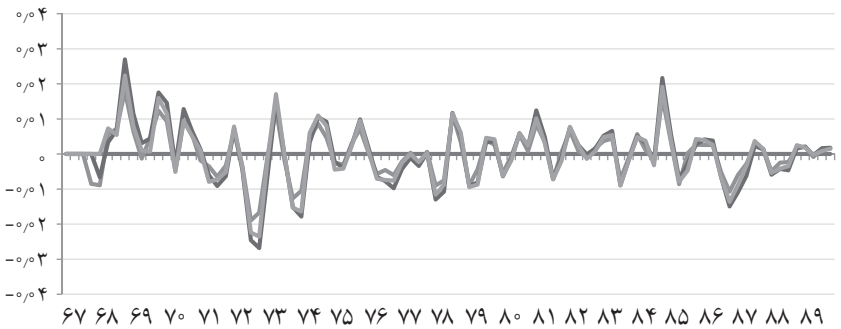
شکل ۲. چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده با فیلتر کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳).نمودارهای مختلف مربوط به انتخاب ارزش‌های مختلفی برای حداکثر طول دوره تناوب است. این پارامتر را از ۸ تا ۴۰ فصل با جهش ۴ فصل تغییر داده‌ایم. حداقل دوره تناوب شش انتخاب شده است. حالتی که p=f در نظر گرفته می‌شود و وزن فرکانس‌های مختلف در مسئله بهینه‌یابی بر پایه تابع چگالی طیف یک فرایند نامانا محاسبه شده است (زیربخش ۱.۲ را ببینید).

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

بر جزء روند معادله ۶ محدودیت $\boldsymbol{b} = \mathbf{0}$ وضع شده است. عدم وضع این محدودیت بدان معناست که در فرایند تولید داده‌ها روند درجه دو وجود دارد، که چنین فرضی با ساختار داده‌های مورد استفاده در این مقاله سازگار نیست. نتایج مربوط به چهار مدل، به ترتیب در شکل‌های ۳ تا ۶ گزارش شده است.

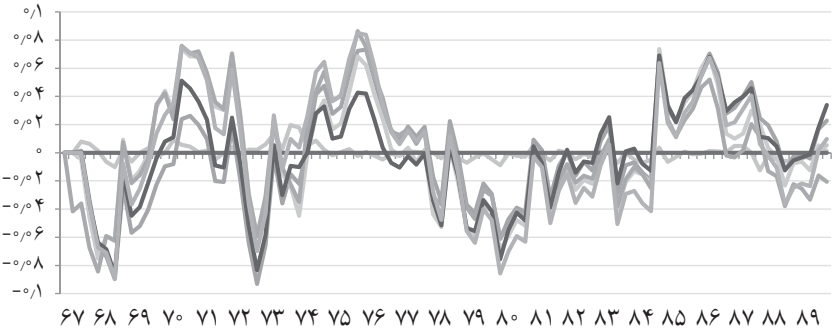
۴ تحلیل نتایج

فاقد عمومیت‌بودن روش انتخاب پارامتر فیلترهای سری زمانی و همچنین عدم اطمینان نسبت به معیارهای سنجش اعتبار مدل‌های مختلف باعث شد که در این مطالعه رویکردی مبتنی بر تحلیل حساسیت در پیش بگیریم. اگرچه این رویکرد این امکان را فراهم می‌کند تا نااطمینانی نتایج ناشی از بکارگیری روش‌ها و مدل‌های مختلف به‌خوبی مورد بررسی قرار گیرد، اما حجم نسبتاً بالای نتایج تجربی (که بعضاً می‌تواند دلالت‌هایی متضاد با یکدیگر داشته باشد)، تحلیل نتایج را دشوار می‌کند. در ادامه سعی می‌کنیم نتایج به‌دست‌آمده توسط روش‌های مختلف را با استفاده از میانگین‌گیری (ساده و وزنی) از نتایج خلاصه کنیم.

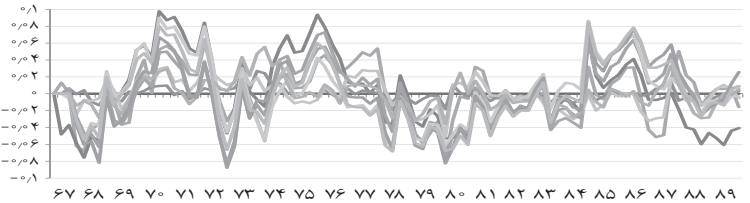


شکل ۳. چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده با تجزیه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) با استفاده از یک مدل یک‌متغیره. متغیر مدل تولید ناخالص داخلی بدون ارزش افزوده بخش نفت است. وقفه متغیر مذکور از دو تا پنج تغییر کرده است. با افزایش طول وقفه، عمق دوره‌های رونق و رکود بیشتر می‌شود.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

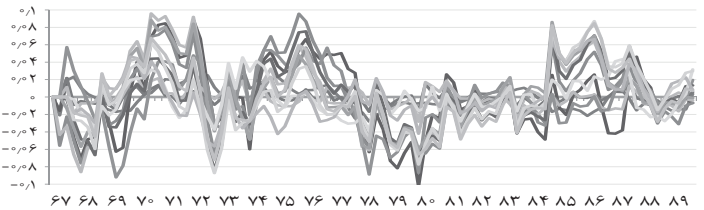


شکل ۴. چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده با تجزیه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) با استفاده از یک مدل سه‌متغیره. متغیرهای الگو تولید ناخالص داخلی بدون نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده و پایه پولی هستند. وقفه متغیرهای وابسته در مدل از یک تا سه تغییر کرده است. تعداد روابط بلندمدت از صفر تا دو تغییر می‌کند. محدودیت $\boldsymbol{b} = \mathbf{0}$ بر مدل رابطه ۶ وضع شده است. (یک سری که نسبت به روند حرکت کلی سری‌ها رفتاری غیرعادی داشت حذف گردید).



شکل ۵. چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده با تجزیه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) با استفاده از یک مدل چهارمتغیره. متغیرهای الگو تولید ناخالص داخلی بدون نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، پایه پولی و درآمد نفت هستند. وقفه متغیرهای وابسته در مدل از یک تا سه تغییر کرده است. تعداد روابط بلندمدت از صفر تا سه تغییر می‌کند. محدودیت $\boldsymbol{b} = \mathbf{0}$ بر مدل رابطه ۶ وضع شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]



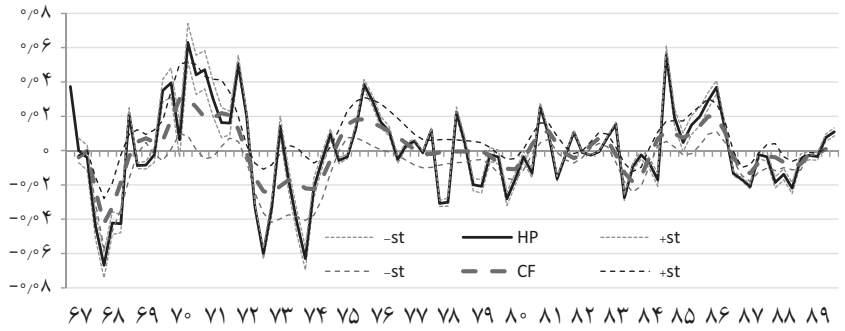
شکل ۶. چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده با تجزیه بوریج و نلسون (۱۹۸۱) با استفاده از یک مدل پنج متغیره. متغیرهای الگو تولید ناخالص داخلی بدون نفت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، پایه پولی، نرخ ارز و درآمد نفت هستند. وقفه متغیرهای وابسته در مدل از یک تا سه تغییر کرده است. تعداد روابط بلندمدت از صفر تا چهار تغییر می‌کند. محدودیت $\boldsymbol{b} = \mathbf{0}$ بر مدل رابطه ۶ وضع شده است.

۱.۴ خلاصه نتایج روش‌های مختلف

تغییر پارامتر جریمه تغییرات در فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) عمق دوره‌های تجاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد اما بر نقاط چرخش دوره‌های تجاری چندان تاثیرگذار نیست. با میانگین‌گیری ساده از نتایج به‌دست‌آمده برای این فیلتر (یعنی هنگامی که به تک‌تک نتایج وزن یکسان می‌دهیم) و ارائه یک فاصله اطمینان حول این میانگین می‌توان این نااطمینانی را به گونه‌ای مشخص‌تر نمایش داد. این میانگین‌گیری در شکل ۷ نمایش داده شده است. فاصله اطمینان مربوط به یک انحراف معیار تقریبا بر روی خود سری می‌افتد (به‌طوری‌که در نمودار چندان واضح نیست).

موضوع فوق در رابطه با فیلتر قرینه کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) نیز برقرار است. با این حال واریانس نتایج در این فیلتر نسبتاً بالاتر است. چرخه‌های شناسایی‌شده با این سری روند ملایم‌تری نسبت به چرخه‌های استخراج‌شده توسط فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) دارند، اما روند کلی این دو را می‌توان یکسان دانست. این موضوع با توجه به تعریف دو فیلتر قابل‌انتظار است. فیلتر کریستیانو و فیتزجرالد نوسانات با دوره‌های تجاری کمتر از ۶ فصل را حذف می‌کند و بنابراین چرخه‌های تجاری استخراج‌شده بر پایه این فیلتر از نوسانات کمتری برخوردار است. نتایج میانگین‌گیری مربوط به این فیلتر نیز در نمودار ۷ در مقابل نتایج فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) ترسیم شده است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]



شکل ۷. میانگین‌گیری و محاسبه فاصله اطمینان با شعاع یک انحراف‌معیار از نتایج فیلترهای هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) و کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳).

نتایج مربوط به فیلتر بوریج و نلسون (۱۹۸۱) تنوع بیشتری دارد، به‌طوری‌که میانگین‌گیری ساده ممکن است بسیاری از اطلاعات موجود در آن را پنهان کند. با تکیه بر ادبیات مربوط به میانگین‌گیری مدل‌ها[1] (به‌عنوان مثال به هنسن[2] (۲۰۰۷) نگاه کنید) و استفاده از نحوه وزن‌دهی در مطالعه کمیجانی و مجاب (۱۳۹۰) به خلاصه‌کردن نتایج مدل‌های مختلف می‌پردازیم. وزن هر مدل در میانگین‌گیری نتایج (v_m) را تابعی از آماره خوبی برازش و به‌صورت رابطه ۱۵ محاسبه می‌کنیم.

$$v_m = |\hat{c}^m|^H / \sum_{m=1}^{M} |\hat{c}^m|^H \qquad (۱۵)$$

مقدار $\hat{c}^m$ نشان‌دهنده آماره خوبی برازش تخمین‌زده‌شده برای مدل m است، به‌طوری‌که افزایش قدرمطلق آن به معنی برازش بهتر مدل m است. پارامتر H اهمیت آماره خوبی برازش در اعتباردهی به مدل موردنظر را اندازه‌گیری می‌کند.

نتایج به‌دست آمده برای دو آماره خوبی برازش AIC و SIC در شکل ۸ برای سه مدل چندمتغیره خودرگرسیون‌برداری ترسیم شده است (مدل یک‌متغیره بوریج و نلسون کنار گذاشته می‌شود. این سری نوسانات نسبتاً زیادی دارد و به‌طورکلی با تکیه بر نتایج این روش، طول دوره‌های تجاری به‌طور غیرقابل قبولی کوتاه محاسبه می‌شود). متغیرهای مدل اول، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، پایه پولی اسمی و شاخص قیمت مصرف‌کننده

[1] model averaging
[2] Hansen

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

است. این مدل با پیشوند BN۲ مشخص شده است. به مدل دو متغیر درآمدهای حقیقی نفت و به مدل سه متغیر نرخ ارز اضافه شده است. پیشوند این مدل‌ها به ترتیب BN۳ و BN۴ است.

پارامتر H را در دو حالت برابر با ۱۰ و ۲۰۰ درنظر می‌گیریم. با مطالعه نمودارهای به‌دست آمده می‌توان به سه نکته مشخص اشاره کرد:

- در سطوح پایین پارامتر H حساسیت نتایج به انتخاب معیار خوبی برازش AIC یا SIC پایین است. این موضوع قابل انتظار است، زیرا سطح پایین H به معنی کم‌اهمیت‌بودن آماره‌های خوبی برازش است.
- حساسیت نتایج مربوط به آماره AIC به پارامتر H نسبتاً پایین است، بدین معنی که تغییر پارامتر H بر روند کلی سری میانگین وزنی محاسبه شده تاثیرگذار نیست. البته استثنایی در رابطه با مدل پنج متغیره مشاهده می‌شود. روند کلی سری BN۴_AIC۱۰ در نمودار ۸ در اواسط دهه ۷۰ از دیگر سری‌ها تا اندازه‌ای متفاوت است.
- حساسیت نتایج مربوط به آماره SIC به پارامتر H نسبتاً بالاست. عمق چرخه‌های شناسایی‌شده با وزن‌دهی بر پایه آماره SIC زمانی که پارامتر H بالا انتخاب می‌شود (به این معنی که آماره شوارتز را بسیار معتبر می‌دانیم)، نسبتاً پایین است، اگرچه نقاط چرخش چندان حساسیت نشان نمی‌دهد.

مدل‌هایی که توسط آماره شوارتز به‌عنوان مدل صحیح انتخاب می‌شوند حداقل تعداد وقفه را دارند (یک وقفه در سطح متغیرها). این ویژگی در مطالعات دیگری که در مورد اقتصاد ایران انجام گرفته (به‌عنوان مثال نظیر مجاب و برکچیان (۱۳۹۱) و اصفهانی و همکاران (۲۰۱۲)) نیز برقرار است و البته به همین دلیل در این مطالعات، مدل موردنظر به‌طور مستقیم توسط آماره شوارتز انتخاب نمی‌شود.[۱]

انتخاب آماره شوارتز در فرایند انتخاب الگو (برای حالتی که پارامتر H بالا انتخاب می‌شود) به این نتیجه‌گیری منجر خواهد شد که در اقتصاد ایران بسیاری از نوسانات به‌وجود آمده در سری تولید به تغییرات تولید بالقوه مربوط می‌شود. ممکن است این موضوع به دو گونه متفاوت تفسیر شود:

---

[۱] فرایند انتخاب مدل در این‌گونه مطالعات تکیه بر آماره آکائیک و انتخاب یک حداکثر برای وقفه متغیرها در مدل (معمولاً ۳ وقفه در سطح متغیرها) است.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

- عواملی که در اقتصادهای متعارف به‌عنوان منحرف‌کننده تولید از تولید بالقوه شناخته می‌شوند (به‌عنوان مثال پول یا مخارج دولت)، در اقتصاد ایران نمی‌توانند باعث فاصله‌گرفتن تولید از تولید بالقوه شوند و نوسانات به‌وجود آمده در تولید به تغییرات فناوری، منابع و قوانین و قواعد اقتصادی و غیراقتصادی (که به قواعد بازی معروف هستند) مربوط می‌شوند.
- سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران به‌گونه‌ای موفق عمل‌کرده‌اند به‌طوری‌که نوسانات تولید حول تولید بالقوه بسیار کم‌عمق است و نوسانات به‌وجود آمده در تولید به تغییرات قواعد بازی مربوط می‌شوند.

هر دوی تفاسیر فوق بحث‌برانگیز هستند و لذا در مورد انتخاب آماره SIC به‌عنوان آماره مناسب برای انتخاب مدل‌های چندمتغیره در اقتصاد ایران پرسش اساسی ایجاد می‌کنند. از آنجا که بحث در مورد ویژگی‌های آماره‌های خوبی برازش خارج از چهارچوب این مقاله است، آن‌را به مطالعات آینده واگذار می‌کنیم. در ادامه مقاله نتایج مربوط به آماره AIC و همچنین حالتی از آماره شوارتز را که پارامتر H پایین انتخاب می‌شود، مدنظر قرار می‌دهیم.

۲.۴ مقایسه روش‌های برپایه مدل و بدون مدل

در نمودار ۹ میانگین نتایج مربوط به روش هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) و بوریج و نلسون (۱۹۸۱) (وزن‌دهی بر پایه آماره AIC) در مقابل یکدیگر ترسیم شده است. اضافه‌کردن نتایج مربوط به کریستیانو وفیتزجرالد (۲۰۰۳) و همچنین بوریج و نلسون (۱۹۸۱) زمانی که وزن‌دهی بر پایه آماره SIC با پارامتر۱۰=H انجام می‌شود اطلاعات بیشتری به‌دست نمی‌دهد و بنابراین به‌منظور وضوح بیشتر نتایج، آنها را در نمودار وارد نکرده‌ایم.

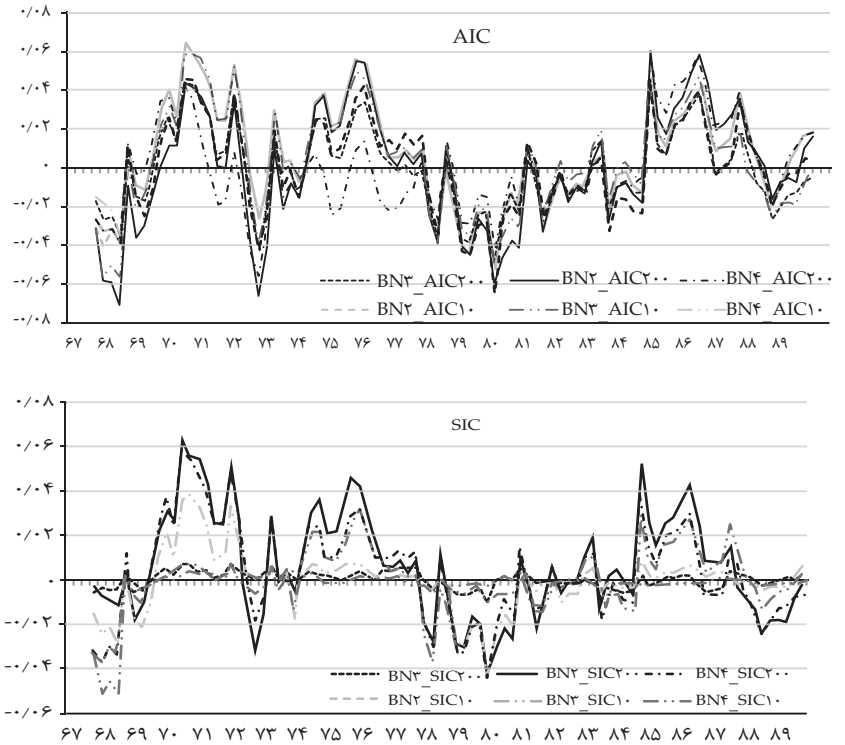
بررسی نتایج شکل ۹ به دو نتیجه مشخص ختم می‌شود:

- نقاط چرخش دوره‌های تجاری تقریبا به نوع روش مورد استفاده در استخراج چرخه‌های تجاری حساس نیست.
- عمق دوره‌های تجاری به نوع روش مورداستفاده در استخراج چرخه‌های تجاری حساس است.

نتیجه اول می‌تواند اهمیت تعریف NBER از دوره‌های رونق و رکود را توضیح دهد (دوره‌های رونق از نقطه حضیض تا نقطه اوج و دوره‌های رکود از نقطه اوج تا نقطه حضیض شناخته می‌شوند؛ برای مطالعه بیشتر عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) را ببینید). تاریخ‌گذاری

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

چرخه تجاری بر پایه این تعریف باعث باثبات[1]شدن تاریخ‌گذاری‌های به‌دست‌آمده نسبت به نوع روش مورد استفاده می‌شود.



شکل ۸. میانگین وزنی نتایج روش بوریج و نلسون (۱۹۸۱). آماره‌های خوبی برازش انتخاب شده AIC و SIC هستند و پارامتر H مربوط به اهمیت آماره‌های خوبی برازش برابر با ۱۰ و ۲۰۰ واحد انتخاب شده است. BN۲ پیشوند مدل با سه متغیر تولید، پول و قیمت است. BN۳ پیشوند مدل با چهار متغیر متغیر تولید، پول، قیمت و درآمد نفت و BN۴ پیشوند مدل با پنج متغیر متغیر تولید، پول، قیمت و درآمد نفت و نرخ ارز است. SIC به معنی نتایج آماره شوارتز و AIC نشان‌دهنده آماره آکائیک بوده و اعدادی که پس از آنها گزارش شده است اندازه پارامتر H را نشان می‌دهد.

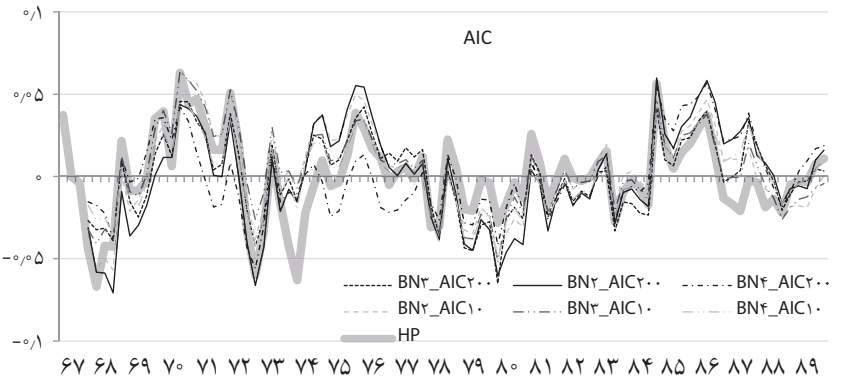
[1] robust

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

نتیجه دوم به این موضوع اشاره دارد که باید در انتخاب روش تجزیه سری‌های زمانی در مطالعاتی که در آنها عمق چرخه‌های تجاری یا به‌عبارت دیگر شکاف تولید با اهمیت است، دقت کرد، زیرا شکاف تولید تخمین‌زده شده به نوع روش حساس است. در شکل ۱۰ نمودار فراوانی مربوط به شکاف تولید که با دو فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) و بوریج و نلسون (۱۹۸۱) تخمین زده‌شده، ترسیم شده است. ضرائب کشیدگی و چولگی این دو توزیع نسبت به گشتاورهای مراتب اول و دوم تفاوت بیشتری از یکدیگر دارند.

۵ نتیجه‌گیری

این مطالعه به شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران در دوره پس از جنگ پرداخت و بدین منظور از روش‌های آماری متفاوتی از جمله روش هدریک و پرسکات (۱۹۹۷)، باکستر و کینگ (۱۹۹۹)، کریستیانو و فیتزجرالد (۲۰۰۳) و روش بوریج و نلسون (۱۹۸۱) در حالت یک‌متغیره و چندمتغیره استفاده کرد. با توجه به اینکه نتایج حاصل از هرکدام از این روش‌ها ممکن است به پارامترها و یا محدودیت‌هایی که به‌طور برون‌زا بر مدل تحمیل می‌شوند حساس باشند، در این مطالعه تاکید بر تحلیل حساسیت قرارگرفت.

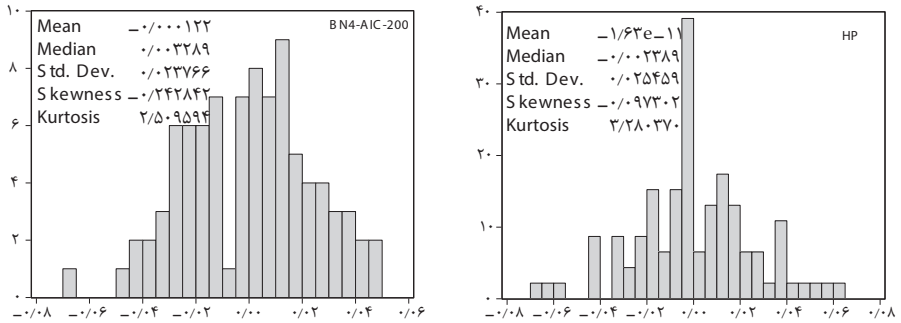


شکل ۹. نتایج روش هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) (میانگین‌گیری ساده) و بوریج و نلسون (۱۹۸۱) (میانگین‌گیری بر پایه آماره AIC). BN۲ پیشوند مدل با سه متغیر تولید، پول و قیمت است. BN۳ پیشوند مدل با چهار متغیر تولید، پول، قیمت و درآمد نفت و BN۴ پیشوند مدل با پنج متغیر تولید، پول، قیمت و درآمد نفت و نرخ ارز است. AIC نشان‌دهنده آماره آکائیک بوده و اعدادی که پس از آن گزارش گردیده اندازه پارامتر H را نشان می‌دهد.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

رویکرد تحلیل حساسیت در این مطالعه باعث شد که حجم وسیعی از نتایج متفاوت به‌دست آید. به هدف تحلیل نتایج به‌دست‌آمده روش میانگین‌گیری نتایج در پیش گرفته شد. در رابطه با فیلترهای سری زمانی میانگین‌گیری ساده و برای نتایج روش بوریج و نلسون میانگین‌گیری وزنی بر پایه آماره‌های AIC و SIC انجام شد و نتایج زیر به‌دست آمد:

- نقاط چرخش دوره‌های تجاری تقریبا به نوع روش مورد استفاده در استخراج چرخه‌های تجاری حساس نیست و بنابراین استفاده از تعریف دوره‌های رکود و رونق NBER می‌تواند به تاریخ‌گذاری باثباتی از چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران ختم شود. با این حال عمق تخمین‌زده شده چرخه‌های تجاری به نوع روش مورداستفاده در استخراج چرخه‌های تجاری حساس است. این موضوع را باید در مطالعاتی که اندازه شکاف تولید اهمیت دارد مد نظر قرار داد.



شکل ۱۰. توزیع فراوانی نسبی شکاف تولید توسط دو روش هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) و بوریج و نلسون (۱۹۸۱). نتایج فیلتر هدریک و پرسکات (۱۹۹۷) (میانگین‌گیری ساده) در سمت راست و نتایج روش بوریج و نلسون (۱۹۸۱) (میانگین‌گیری بر پایه آماره AIC و H=۲۰۰ و مدل با پنج متغیر) در سمت چپ گزارش گردیده است.

- انتخاب آماره شوارتز به‌عنوان آماره مناسب در استخراج مدل صحیح خودرگرسیون برداری برای اقتصاد ایران به این نتیجه ختم می‌شود که در اقتصاد ایران حجم وسیعی از نوسانات به‌وجود آمده در سری تولید به تغییرات تولید بالقوه (و بنابراین تغییرات فناوری، منابع و قوانین و قواعد موجود در اقتصاد) باز می‌گردد. این بدان معناست که سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران یا توانایی تحریک تولید را نداشته و یا اینکه

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

در نزدیک نگه‌داشتن تولید واقعی به تولید بالقوه به طور کارایی عمل کرده‌اند، که البته هر دو تفسیر بحث‌برانگیز محسوب می‌شود.

با توجه به فقدان یک مرجع رسمی برای تعیین دوران رونق و رکود در اقتصاد ایران اعتبارسنجی نتایج روش‌های مختلف در شناسایی دوره‌های رونق و رکود مستلزم پیچیدگی‌هایی است. در مطالعه عینیان و برکچیان (۱۳۹۳) پس از تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری ایران بر پایه الگوریتم برای-بوشان، آن تاریخ‌گذاری با روند حرکت حجم وسیعی از سری‌های زمانی اقتصاد مقایسه شده است. عینیان و برکچیان نشان می‌دهند که تاریخ‌گذاری ایشان توسط تعدادی از متغیرهای کلیدی اقتصاد مانند نرخ بیکاری، دستمزد، شاخص اشتغال صنعتی، سرمایه‌گذاری و تولیدات صنعتی تایید می‌شود. نکته قابل‌ذکر این است که چرخه‌های تجاری شناسایی‌شده در مقاله حاضر، تقریبا به‌طور کامل منطبق بر چرخه‌های شناسایی شده در مطالعه عینیان و برکچیان است.

فهرست منابع

عباسی‌نژاد، ح.، و شفیعی، ا. (۱۳۸۴). آیا در اقتصاد ایران پول واقعا خنثی است؟. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۶۸، ۱۵۴-۱۱۵.

عینیان، م.، و برکچیان س.م. (۱۳۹۱). شناسایی و تاریخ‌گذاری چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران. *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲۰، ۱۶۱-۱۹۴.

کمیجانی، ا.، و اسدی، ا. (۱۳۸۹). سنجشی از تاثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۹۲، ۲۳۹-۲۶۲.

کمیجانی، ا.، و مجاب، ر. (۱۳۹۰). رابطه نااطمینانی تورم و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۱(۲)، ۱۳-۳۰.

مجاب، ر.، و برکچیان س. م. (۱۳۹۱). بررسی تاثیر شوک‌های درآمد نفت بر تولید حقیقی بدون نفت. پول و اقتصاد. *پول و اقتصاد*، ۹، ۴۵-۸۹.

مهرآرا، م. (۱۳۷۷). تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۵۳، ۱۰۳-۱۳۴.

نصراصفهانی، ر.، و یاوری، ک. (۱۳۸۲). عوامل اسمی و واقعی موثر بر تورم در ایران - رهیافت خودرگرسیون برداری. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵، ۶۹-۹۹.

Baxter, M., & King, R. G. (1999). Measuring business cycles approximate band-pass filters for economic time series. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575-593.

Beveridge, S., & Nelson, C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]

particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151-174.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end. In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.) *Handbook of Macroeconomics* (pp. 65-148). Elsevier Science.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Esfahani, H. S., Mohaddes, K., & Pesaran, H. M. (2012). *Oil exports and the Iranian economy*, Economic Research Forum.

Friedman, B. M. (1957). A Theory of the Consumption Function. Princeton University Press, Princeton.

Garratt, A., Lee, K., Pesaran, H. M., & Shin, Y. (2006). *Global and national macroeconometric modelling: A long-run structural approach*. Oxford: Oxford University Press.

Gordon, R. A. (1961). *Business fluctuations* (2nd ed.). New York: Harper and Row.

Granger, C. W. J., & Hatanaka, M. (1964). *Spectral analysis of economic time series*. Princeton: Princeton University Press.

Hansen, B. E., (2007). Least squares model averaging. *Econometrica*, 74(4), 1175-1189.

Harvey, A. C., & Jaeger, A. (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231-247.

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1998). Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.

Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345-1370.

McCallum, B. T. (1989). *Monetary economics: Theory and policy*. New York: Macmillan Publishing Company.

Priestley, M. B. (1981). *Spectral analysis and time series*. London: Academic Press:

Stock, J. H., & Watson, M. W. (1988). Testing for common trends. *Journal of American Statistical Associations*, 83(404), 1097-1107.

[Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir on 2026-11-06]