عوامل ایجاد ادوار تجاری در اقتصاد ایران طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۴۹)

سید کمیل طیبی[۱]
دانشیار اقتصاد دانشگاه اصفهان
مجید دشتبان فاروجی[۲]
استادیار اقتصاد دانشگاه بجنورد
امیر جباری[۳]
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان
محمد مهدی مجاهدی مؤخر[۴]
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۰/۳۰
تاریخ تأیید: ۹۰/۰۴/۰۸

چکیده

این مقاله با استفاده از الگوی عرضه - تقاضای کل و تجزیه واریانس به دست آمده از آن، به علل و شناخت متغیرهای مهم در ایجاد و شکل‌گیری ادوار تجاری در ایران طی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۴۹) پرداخته است.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس الگوی عرضه - تقاضای کل، نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی در توجیه بی‌ثباتی خود بیشترین مقدار را در طول دوره داشته است. این امر نشان می‌دهد که علت اصلی بروز چرخه‌های تجاری در ایران ناشی از مؤلفه‌های اصلی تولید ناخالص داخلی همچون سرمایه‌گذاری، مصرف، تراز تجاری و مخارج دولتی است. در کنار این امر، قیمت نفت اوپک و نوسان‌های ناشی از آن، تأثیر خود را از طریق تراز تجاری، رابطه مبادله و نرخ ارز نیز به جا گذاشته است.

همچنین نتایج حاصل از بررسی ضریب همبستگی متقابل تولید ناخالص داخلی با متغیرهای تأثیرگذار بر آن، نشان می‌دهد که سطح قیمت و پول متغیرهای هم‌جهت و همزمان با تولید ناخالص داخلی هستند ولی متغیر رابطه مبادله متغیری پسرو با تولید ناخالص داخلی و متغیر نرخ ارز متغیر خلاف جهت و متغیر پیشرو با تولید ناخالص داخلی است.

واژگان کلیدی: ادوار تجاری، الگوی عرضه - تقاضای کل، الگوی SVAR، تجزیه واریانس

طبقه‌بندی موضوعی: C22 , E32 , C40

مقدمه

پس از گذشت حدود یک قرن از مطالعات اولیه علمی درباره ادوار تجاری[۵]، هنوز منازعات بسیاری بر سر ماهیت و علل پیدایش آن وجود دارد. امروزه، اقتصاد کلان مدرن از تلاش برای تفسیر نوسان‌های به‌عنوان ترکیبات سیکلی مقطعی با مدت زمان‌های متفاوت دست برداشته و معتقد است که

1. Email: komail@econ.ui.ac.ir
2. Email: majiddashtbanf@gmail.com
3. Email: amirjabbari2002@yahoo.com
4. Email: m_mojahedi2004@yahoo.com
5. Burns & Mitchel (1947)

اقتصاد به وسیله انواع مختلف شوک‌ها، در اندازه‌های متفاوت و در فاصله‌های کم و بیش تصادفی تحت تأثیر قرار گرفته و سپس این اختلال‌ها در تمام اقتصاد منتشر می‌شود. به دنبال مطالعات اسلاتسکی[1] و فریش[2] در زمینه ادوار تجاری، تحقیقات زیادی برای شناسایی شوک‌ها و چگونگی انتشار آن‌ها صورت گرفته است. این مطالعات در قالب نظریه‌های مختلف ادوار تجاری ظهور پیدا کرده‌اند. در این باره می‌توان به نظریات پولی ادوار تجاری در قالب شوک‌های طرف تقاضا و یا نظریات ادوار تجاری حقیقی در قالب شوک‌های طرف عرضه اشاره کرد. قبل از ظهور نظریه ادوار تجاری حقیقی بیشتر تحلیل‌های اقتصاد کلان در ارتباط با اثر تغییرات ناگهانی و پیش‌بینی نشده در سیاست‌های اقتصاد کلان بر روی تولید شکل گرفته بود و در واقع، جایی برای نقش شوک‌های بخشی چون شوک‌های تکنولوژی که ممکن است در بخش‌های مختلف اقتصادی رخ دهد و منبعی برای نوسان‌ها به‌شمار آید وجود نداشت. با اهمیت پیدا کردن ادوار تجاری حقیقی و تأکید این نظریه بر تحولات تکنولوژیکی و تغییرات بهره‌وری این زمینه فراهم شد که به شوک‌های بخشی نیز به‌عنوان منبعی برای نوسان‌های اقتصادی توجه شود.

از جمله مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است، می‌توان به مطالعات خارجی کاشین و اولیارس[3] (۲۰۰۱)، گاراستو، پله گرینی[4] (۲۰۰۱)، کوز، ترک و ویتمن[5] (۲۰۰۲) و مطالعات داخلی نیلی، درگاهی (۱۳۷۷)، زنجانی و باستانزاد (۱۳۷۸)، مجیدزاده (۱۳۸۱)، صمدی و جلایی (۱۳۸۱)، هادیان و هاشم پور (۱۳۸۰) اشاره کرد. بیشتر این مطالعات از تحلیل‌های خود همبستگی و استفاده از تنها یک فیلتر برای استخراج روند بلندمدت استفاده کرده‌اند. اما در این تحقیق، با استفاده از الگوی عرضه - تقاضای کل و با استفاده از الگوی بردار خود رگرسیونی ساختاری[6] و تجزیه واریانس، به بررسی و شناخت متغیرهای مهم در ایجاد و شکل‌گیری ادوار تجاری در ایران پرداخته شده است. لذا هدف اصلی این مقاله بررسی و شناخت متغیرهای مهم در ایجاد و شکل‌گیری ادوار تجاری در ایران طی سال های (۱۳۸۷-۱۳۴۹) می‌باشد.

لذا برای این منظور، ادامه این مقاله از بخش‌های ذیل تشکیل یافته است: بخش دوم به ماهیت چرخه‌های تجاری و ویژگی‌های آن و بخش سوم به بررسی و شناسایی ادوار تجاری در اقتصاد ایران اختصاص دارد. بخش چهارم به تشریح و معرفی الگو برای ادوار تجاری ایران می‌پردازد. در بخش پنجم نتایج حاصل از الگو، تجزیه و تحلیل می‌شود و بخش ششم به بررسی وضعیت هم حرکتی متغیرها با GDP اختصاص یافته است. در نهایت، بخش آخر به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی می‌پردازد.

---

1. Slutsky (1973)
2. Frisch (1933)
3. Cashin & Auliaris(2001)
4. Gavsto & Pllegrini(2001)
5. Kose, Tork & Whiteman(2002)
6. Structural Vector Autoregressive(SVAR)

۱- ماهیت ویژگی‌های چرخه‌های تجاری

مفهوم و ماهیت چرخه‌های تجاری بر نوسان‌های موجود در تولید واقعی و اشتغال متمرکز می‌شود. موضوع متداول تحقیقات اقتصادی این بوده که به‌جای گرایش به رشد ملایم در اقتصاد به تغییرات ناخوشایند از رونق به رکود توجه نموده‌اند. در خصوص چرخه‌های تجاری تعاریف زیادی مطرح شده است که تقریباً تمامی آن‌ها معانی مشابهی دارند.

برونز و میچل[1] (۱۹۴۷) چرخه‌های تجاری را نوعی نوسان‌های منظم در فعالیت‌های کلان اقتصادی کشورها می‌دانند که عمدتاً به‌وسیله بنگاه‌های تجاری سازماندهی می‌شود. یک چرخه با دوره رونق اقتصادی که همزمان در فعالیت‌های متعدد اقتصادی روی می‌دهد، شروع و به دوره رکود و انقباض منتهی می‌شود. این سلسله از تغییرات بارها تکرار می‌شوند ولی حالت منظم دوره‌ای ندارد.

دورنبوش و دیگران[2] (۲۰۰۲) چرخه‌های تجاری را فراز و نشیب‌های منظم رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد اقتصادی می‌دانند. به اعتقاد آن‌ها نیز چرخه‌های تجاری نوعی نوسان‌های با قاعده و منظم در فعالیت‌های کلان اقتصادی کشورها است. این ویژگی اساسی به این معنا است که هر نوسان مشاهده شده در اقتصاد منعکس‌کننده چرخه‌های تجاری نیست. نوسان‌ها در اقتصاد می‌تواند تصادفی باشد، مانند جنگ که فعالیت‌های اقتصادی را بدون الگوی منظم به سمت بالا و پایین سوق می‌دهد.

لانگ و پلاسر[3] (۱۹۸۳) چرخه‌های تجاری را الگوهای نوسانی منظم متغیرهای اقتصاد کلان نظیر تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال، قیمت‌ها و نرخ بهره می‌دانند که به‌طورکلی شامل رونق و رکودهایی است که در اطراف مسیر رشد بلندمدت اقتصادی صورت می‌گیرد. آن‌ها این رفتار اقتصاد را حداقل با دو قاعده گسترده زیر مشخص می‌کنند:

الف- اگر چرخه‌های تجاری با میزان انحراف از خط روند اندازه‌گیری شود، آن گاه نوسان‌های بالا و پایین موجود در اطراف خط روند هر کدام از متغیرها (مثل تولید، قیمت و اشتغال) تمایل زیادی به پایداری از خود نشان می‌دهند.

ب- فعالیت‌های اقتصادی با هم حرکت می‌کنند. زمانی که یک بخش بالاتر (پایین‌تر) از خط روند قرار دارد، دیگر بخش‌ها نیز تمایل دارند در بالای (پایین) خط روند خود حرکت کنند.

---

1. Burns & Mitchel (1947)
2. Dornbusch, R., et al, (2002)
3. Long & Plosser (1983)

پاره‌ایی از اقتصاددانان معتقدند که هر چرخهٔ تجاری در واقع یک رویداد تاریخی منحصر به فرد است و باید تنها توسط تاریخ‌دانان اقتصادی مورد بحث قرار گیرد. اما به عقیده لوکاس (۱۹۷۲)[1] اغلب چرخه‌های تجاری ویژگی‌های مشترکی دارند که شامل موارد ذیل می‌باشند:

الف- تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی هم جهت تغییر می‌کنند. ب- تولیدات کالاهای مصرفی بادوام و سرمایه‌ای نسبت به تولید کالاهای بی‌دوام نوسان‌های بیشتری دارند و سودهای تجاری سازگاری بیشتر و نوسان‌های شدیدتری نسبت به سایر متغیرها دارند. ج- قیمت‌ها و نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت دارای نوسان‌های تجاری هم جهت هستند. نکته مهم و آخر از نظر لوکاس این است که حجم پولی همراه با افزایش سرعت گردش پول در مرحله رونق چرخه‌های تجاری افزایش می‌یابند.

در اندیشه‌های معاصر، چرخه تجاری از طریق اختلالات تصادفی برون‌زا به وجود آمده و انتشار می‌یابد، به طوری که اقتصاد به‌صورتی پویا در حالت ثبات بوده و شوک‌های منفرد تنها یک نوسان میرا به وجود می‌آورند و این اختلالات به اندازه کافی تکرار می‌شوند تا سیستم را در حال نوسان نگه دارند. بنابراین، هسته اصلی ادبیات چرخه‌های تجاری بر شناسایی شوک‌هایی قرار گرفته است که نوسان‌های موجود در اطراف روند با ثبات بلندمدت فعالیت‌های اقتصادی را به‌وجود می‌آورد.

مهم‌ترین ویژگی‌های چرخه‌های تجاری عبارتند از: تلاطم[2]، تداوم[3] و هم حرکتی[4].

تلاطم، درجه بی‌ثباتی یک متغیر را بیان می‌دارد و در واقع میزان تمایل متغیر به یک نوسان است. سطح بالای تلاطم متغیر در مقایسه با متغیر مرجع، نشان‌گر توان سری‌های زمانی برای ایجاد چرخه است. این خصوصیت برای ارزیابی علل ادوار تجاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدت زمانی که یک چرخه اقتصادی کامل طی می‌کند می‌تواند از یک‌سال تا بیش از یک دهه متغیر باشد. اما نکته قابل توجه این است که وقتی رکود شروع شد، اقتصاد تمایل به عملکرد انقباضی از خود نشان می‌دهد و این وضعیت برای یک‌سال یا بیشتر ادامه می‌یابد. همچنین در مدت رونق، اقتصاد عملکرد انبساطی از خود نشان می‌دهد که برای مدتی دوام می‌یابد. وجود چنین گرایشی در حین رونق یا رکود، تداوم نامیده می‌شود.

هم حرکتی نیز به این معنا است که الگوی قابل مشاهده چرخه‌ای در بسیاری از بخش‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی کم و بیش به‌صورت همزمان با نوسان‌ها

1. Lucas (1972)
2. Volatility
3. Persistence
4. Co-movement

در محصول حرکت کند. این بدین معنا است که در یک دوره تجاری مراحل حضیض و اوج در مورد متغیرهای مطرح شده در یک زمان صورت گرفته است. تحلیل هم حرکتی به وسیله دو دیدگاه زمان چرخش و سمت و سوی چرخش مطرح می‌شود. با توجه به زمان، متغیرها می‌توانند پیشرو[1]، همزمان[2]، و پسرو[3] باشند. متغیرهای پیشرو آن‌هایی هستند که تغییر حرکت آن‌ها در نقاط چرخه‌ای قبل از متغیر مرجع انجام می‌پذیرد. به‌طور مشابه، متغیرهای همزمان به صورت همزمان با تولید ناخالص داخلی و متغیرهای پسرو بعد از متغیر مرجع حرکت می‌کنند و از نظر جهت و راستا نیز به سه گروه هم‌جهت، مخالف جهت و غیرادواری تقسیم می‌شوند. اگر متغیری، هم جهت با متغیر مرجع حرکت کند به آن متغیر هم جهت و اگر در جهتی مخالف با متغیر مرجع حرکت کند، به آن متغیر خلاف جهت و در نهایت متغیری را که بدون الگوی خاص و به صورت تصادفی در طول زمان حرکت کند، متغیر غیرچرخه‌ای می‌گویند.

۱-۱- اندازه‌گیری شاخص‌ها

با توجه به تعاریف تلاطم، تداوم و هم حرکتی می‌توان برای هر کدام از آن‌ها شاخصی به‌صورت زیر تعریف کرد:

شاخص تلاطم: برای اندازه‌گیری میزان تغییرپذیری سری‌های زمانی از درصد انحراف معیار آن‌ها استفاده می‌شود. این شاخص دامنه نوسان‌های متغیر را نشان می‌دهد که در آن T تعداد مشاهدات و $\bar{Y}$ میانگین متغیر Y است.

شاخص تداوم: برای بررسی تداوم جزء چرخه‌ای سری‌های زمانی از این شاخص استفاده می‌شود، به‌طوری که تداوم به معنی اثر بلندمدت یک تکانه بر متغیر است. این شاخص به‌وسیله ضریب همبستگی مرتبه اول سری‌های زمانی تداوم آن‌ها را اندازه‌گیری می‌کند و برای تعیین طول دوره نوسان‌های به‌کار می‌رود.

ضریب مثبت نشان دهندهٔ رابطه هم حرکتی هم جهت بین دو متغیر و ضریب منفی نشان دهنده رابطهٔ حرکت خلاف جهت بین دو متغیر است. ضریب همبستگی متقابل به‌وسیله رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\rho_{xy}(\lambda) = \frac{C_{xy}(\lambda)}{\sqrt{C_{xx}(0)}.\sqrt{C_{yy}(0)}} \qquad \lambda = 0,\pm1,\pm2,... \qquad (۱)$$

1. Leading Indicator
2. Coincident Indicator
3. Lagging Indicator

که در آن λ بیان‌گر وقفه، C_{XX} نشان‌دهنده واریانس متغیر و C_{XY} معرف کواریانس دو متغیر است که C_{XY} به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$C_{xy}(\lambda)=\begin{cases}\sum_{t=1}^{T-\lambda}((x_t-\bar{x})(y_{t+\lambda}-\bar{y}))/T & T=0,1,2,...\\ \sum_{t=1}^{T+\lambda}((y_t-\bar{y})(x_{t-\lambda}-\bar{x}))/T & T=0,-1,-2,...\end{cases} \quad (۲)$$

ضریب همبستگی متقابل به‌دست آمده نشان می‌دهد که:

۱- اگرعلامت مثبت باشد، نشان دهندهٔ رابطه هم جهت با متغیر ادوار تجاری و علامت منفی بیانگر رابطه خلاف جهت با متغیر ادوار تجاری است.

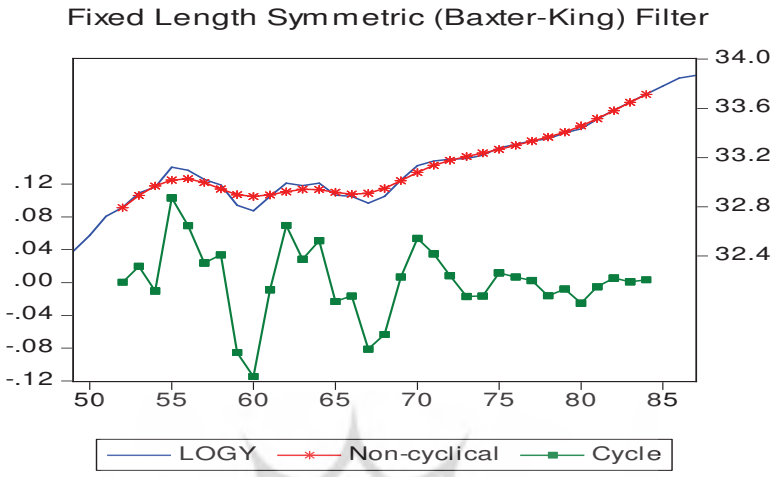
۲- اگر ضریب همبستگی بیشترین مقدار را در حالت $\lambda=-1,-2,..$ داشته باشد، آن متغیر پیشرو و در صورتی که ضریب همبستگی بیشترین مقدار را در حالت $\lambda=1,2,..$ داشته باشد، آن متغیر پسرو خواهد بود. همچنین اگر حداکثر ضریب در حالت بدون وقفه $\lambda=0$ باشد، متغیر همزمان خواهد بود.

آن چنانکه ذکر شد، ضریب همبستگی متقابل معیار مناسبی است که در اغلب پژوهش‌های اقتصادی جهت تعیین متغیرهای پیشرو و پسرو به کار برده می‌شود. ولی به‌علت دوره زمانی انعکاس اطلاعات که برخلاف تجربیات کشورهای دیگر، در ایران به صورت سالانه است، عملاً زمینه استفاده از این شاخص تا حدود زیادی کاسته شده است. از این رو، برای بررسی جهت رابطه بین متغیرهای پیشرو که از لحاظ نظری می‌توانند به‌عنوان علت ادوار تجاری مطرح شوند، از رابطه علی انگل گرنجر استفاده می‌شود. بدین معنا که رابطه علی بین متغیر اقتصادی و تولید ناخالص داخلی به وسیله این آزمون تعیین می‌شود. این آزمون بر این فرض استوار است که اطلاعات مهم برای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی و متغیر مورد نظر، منحصراً در داده‌های سری‌های زمانی مربوط به این متغیرها نهفته است. بدین معنا که اگر متغیر X دلیل متغیر Y باشد، چه میزان از مقادیر جاری Y به‌وسیله مقادیر گذشته آن توضیح داده می‌شود سپس، به این موضوع توجه می‌شود که آیا با اضافه کردن مقادیر گذشته X توضیح Y بهبود می‌یابد؟ در صورتی که متغیر X به توضیح و پیش‌بینی Y کمک کند، این متغیر علت گرنجری Y نامیده می‌شود.

۲- تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران

یکی از روش‌های شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران، روش روند زدایی و فیلتر کردن است که از آن جمله می‌توان به فیلتر BP اشاره کرد. از این فیلتر می‌توان جهت پیدا کردن اجزای چرخه‌های GDP استفاده کرد (در شکل ۱، محور افقی سال، لگاریتم تولید ناخالص داخلی = LOGY و چرخه تجاری =Cycle است).

شکل ۱- چرخه‌های تجاری بر اساس فیلتر BP



منبع: یافته های تحقیق

مطابق شکل ۱، سری چرخه‌ای، نشان دهنده سری فیلتر شده و سری غیرچرخه‌ای، تفاوت میان سری فیلتر شده و مقادیر واقعی سری است. برای شناسایی دوره و طول دوره‌ها در این چرخه‌ها نیاز به شناخت نقاط عطفی (برگشت) است. نقاط برگشت مسیر حرکت، در دو طرف نقاط حداکثر یا حداقل نسبی است.

نتایج حاصل از فیلترزدایی BP نشان می‌دهد که اقتصاد ایران به‌شدت تحت تأثیرتکانه‌های نفتی، انقلاب و جنگ بوده است.

روش دیگری برای یافتن جزء چرخه‌ای، فیلتر HP[1] است. این روش برای تجزیه سری‌های زمانی[2] مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این روش تغییرات موقت و دائمی در یک سری زمانی از یکدیگر تفکیک می‌شوند. یک سری زمانی y_t که لگاریتم متغیر سری زمانی را نشان می‌دهد، از جزء روند زمانی - که با τ نشان داده می‌شود - و جزء ادواری - که با c نشان داده می‌شود - تشکیل می‌شود که به صورت $y_t = \tau_t + c_t$ بیان می‌شود. با توجه به تعداد کافی داده‌ها، ارزش مثبت λ جزء روند زمانی رابطه زیر را حداقل می‌کند:

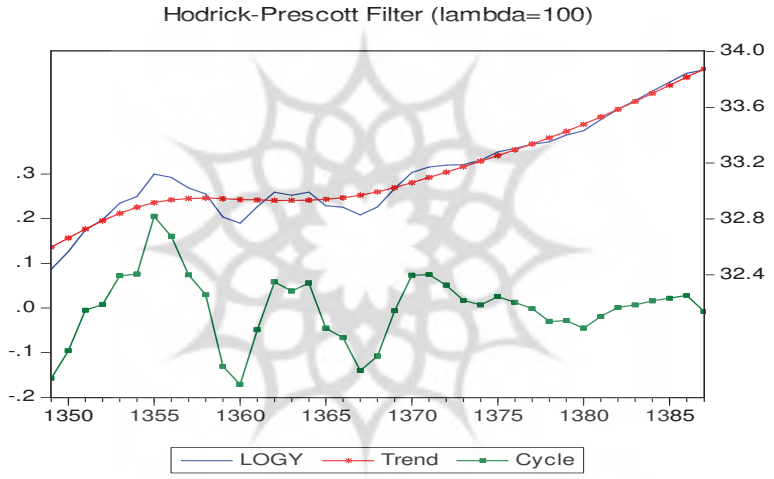
$$min\sum_{t=1}^{T}(y_t-\tau_t)^2+\lambda\sum_{t=2}^{T-1}[(\tau_{t+1}-\tau_t)-(\tau_t-\tau_{t-1})]^2$$

1. Hordric-Prescott Filter
2. the Decomposition of Time Series

اولین عبارت رابطه بالا، مجموع مربعات انحراف $d_t = y_t - \tau_t$ و عبارت دوم حاصل ضرب λ در مجموع مربعات تفاضل دوم جزء روند می‌باشد. این حداقل سازی محدود به λ است. این ضریب، عامل موزون کننده بوده و درجه هموار بودن جزء روند را تعیین می‌کند. در این ارتباط هرچه λ عدد بزرگ‌تری باشد، روند به حالت خطی نزدیک‌تر خواهد شد. هدریک و پرسکات توصیه می‌کنند که برای داده‌های فصلی، λ=۱۶۰۰ معقول‌تر است (Ravn and Harald, 2002).

به‌طوری‌که روند سری زمانی GDP را با اعمال این فیلتر می‌توان در شکل ۲ ملاحظه نمود (در شکل ۲، لگاریتم تولید ناخالص داخلی=LGDP، روند زمانی=Trend، چرخه تجاری =Cycle است).

شکل۲- روند چرخه‌های تجاری بر اساس فیلتر HP

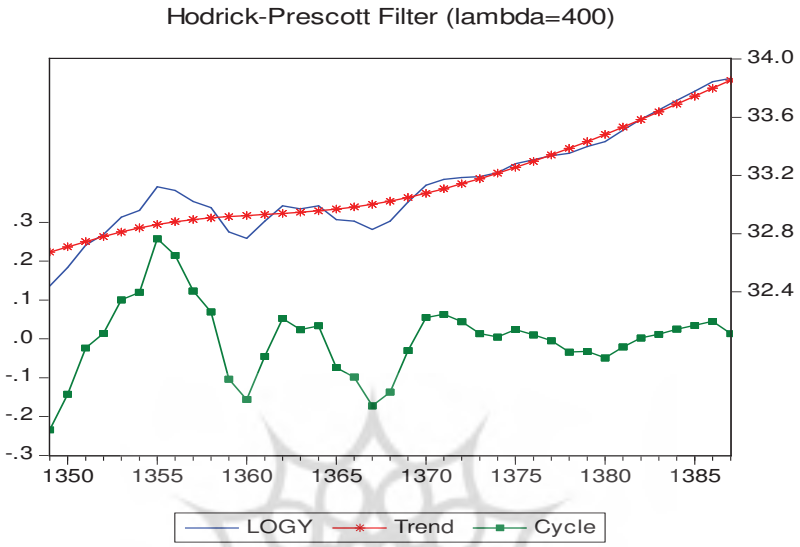


منبع: یافته های تحقیق

همان طوری که ملاحظه می‌شود، در طول دوره مورد مطالعه روند بلندمدت با فراز و نشیب‌هایی روبرو بوده است. نتایج حاصل از فیلترزدایی HP همانند BP نشان می‌دهد که اقتصاد ایران به‌شدت تحت تأثیر تکانه‌های نفتی، انقلاب و جنگ بوده است و دوره‌های رونق با دوره‌های افزایش قیمت نفت همراه بوده است.

یکی از مسائل مهم در ارتباط با فیلتر هودریک - پرسکات (HP) انتخاب عدد λ است. معمولاً نرم افزارهای اقتصادسنجی به‌صورت خودکار و بر اساس داده‌های متغیر مورد نظر، λ را مشخص می‌کنند. در بالا، عدد λ ۱۰۰ انتخاب شد. برای نشان دادن اینکه الگو تا چه اندازه نسبت به مقدار λ حساس است، λ=۱۰۰ با λ = ۴۰۰ مقایسه می‌شود (شکل ۳).

شکل۳- بررسی حساسیت الگوی HP با مقادیر متفاوت λ



منبع: یافته های تحقیق

نتایج مبتنی بر گزینش ۱۰۰ = λ با ۴۰۰ = λ نشان می‌دهد که با انتخاب عدد ۱۰۰ طول دوره‌های تجاری محاسبه شده بیشتر شده است. اما با ۴۰۰ = λ طول دوره‌های تجاری محاسبه شده کمتر است. لذا این مسئله نشان می‌دهد که الگو تا چه اندازه به مقدار λ حساس است، به طوری که عدد بزرگ‌تر برای λ به‌منزله هموار سازی روند داده‌ها در طول زمان است.

۳-کاربرد الگوی کلان در تحلیل ادوار تجاری ایران

اقتصاد بازی با تحرک محدود سرمایه برای ایران در نظر گرفته می‌شود. سپس، الگوی تقاضا - عرضه کل (AS/AD) برای این اقتصاد باز به گونه‌ای تبیین می‌شود که تحرک پذیری برون‌زای سرمایه که ممکن است بیشتر مناسب ایران باشد را انعکاس دهد (تأیید تحرک محدود سرمایه برای اقتصاد ایران از جمله فرضیه‌هایی است که چندین بار توسط مطالعات داخلی آزمون شده است که برای نمونه می‌توان به مطالعه هادیان (۱۳۷۸) و طیبی و همکاران (۱۳۸۷) اشاره نمود).

معادلات زیر عناصر چنین مدلی را تهیه می‌کند تا امکان تشخیص شوک‌ها در چارچوب الگوی خود رگرسیونی یا همان VAR را فراهم سازد. الگوی ارائه شده، با الهام از چارچوب الگوی

سیسوکو و دیبو غلو در سال ۲۰۰۶ که به بررسی سیستم نرخ ارز و نوسان‌های کلان اقتصادی در حومهٔ صحرای آفریقا تصریح شده است.[۱] اما برای اینکه الگو با اقتصاد کشوری که دارای ساختار نفتی است مثل ایران، همخوانی و مطابقت داشته باشد، متغیرهایی مانند قیمت نفت، رابطه مبادله و واردات، وارد الگو شده‌اند.

$$O_t = O_{t-1} + \varepsilon_t^o \qquad \text{قیمت نفت} \qquad (۳)$$

$$h_t = \Phi IM_t + \Psi O_t \qquad \text{رابطه مبادله} \qquad (۴)$$

$$IM_t = IM_{t-1} + \varepsilon_t^h \qquad \text{برآورد واردات} \qquad (۵)$$

$$y_t^s = \breve{y}_t + \theta h_t \qquad \text{عرضه کل} \qquad (۶)$$

$$\breve{y} = \breve{y}_{t-1} + \varepsilon_t^s \qquad \text{برآورد ظرفیت تولید} \qquad (۷)$$

$$nx_t = \eta_1(s_1 - p_t) - \eta_2 y_t + z_t = 0 \qquad \text{تراز تجاری} \qquad (۸)$$

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t^z \qquad \text{شوک تراز تجاری} \qquad (۹)$$

$$y_t^d = d_t - \gamma[i_t - E_t(p_{t+1} - p_t)] - z_t \qquad \text{تقاضای کل/IS} \qquad (۱۰)$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t^d \qquad \text{برآورد تقاضای کل مستقل} \qquad (۱۱)$$

$$m_t^d = p_t + y_t - \lambda i_t \qquad \text{تقاضای پول} \qquad (۱۲)$$

$$m_t^s = m_{t-1}^s + \varepsilon_t^m \qquad \text{عرضه پول} \qquad (۱۳)$$

$$y_t^s = y_t^d = y_t \qquad \text{تعادل بازار کالا} \qquad (۱۴)$$

$$m_t^s = m_t^d = m_t \qquad \text{تعادل بازار پول} \qquad (۱۵)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. چارچوب اصلی الگوی عرضه - تقاضای کل مقاله، از الگوی ارائه شده توسط سیسوکو و دیبو غلو در سال ۲۰۰۶ که به بررسی سیستم نرخ ارز و نوسان‌های کلان اقتصادی در حومهٔ صحرای آفریقا پرداخته‌اند، گرفته شده است. ولی برای اینکه الگوی آن‌ها با اقتصاد ایران همخوانی داشته باشد، متغیرهای قیمت نفت و واردات طی معادلات ۳، ۴ و ۵ - که در الگوی آن‌ها وجود ندارد - وارد الگو شده و الگو بر اساس ورود این متغیرها حل شده است که در نهایت به‌جای یک SVAR با ۵ متغیر و ماتریس ۵*۵، یک SVAR با ۶ متغیر و ماتریس ۶*۶ به‌دست آمده است. برای مطالعه بیشتر می‌توان به مقاله زیر رجوع کرد:

Sissoko, Yaya & Dibooglu, Sel. (2006). The exchange rate system and macroeconomic fluctuations in Sub-Saharan Africa, *Economic Systems*, Elsevier, vol. 30(2), PP. 141-156.

جدول (۱): متغیرهای الگوی کلان اقتصاد ایران

h: رابطه مبادله	y: تولید ناخالص داخلی واقعی	ÿ: ظرفیت تولید
i: نرخ بهره اسمی	s: نرخ رسمی ارز	p: سطح قیمت داخلی
m: ذخیره پول	d: تقاضای کل پول	E: عملگر امید شرطی
O: قیمت نفت	IM: واردات	z: شوک تراز تجاری

همه متغیرها به‌جز نرخ بهره به صورت لگاریتمی هستند و همه پارامترها نیز دارای علامت مثبت هستند. روابط مشاهده شده در متغیرها، به‌خاطر ۶ شوک ساختاری ناهمبسته دوطرفه با واریانس‌های محدود هستند. در مدل فوق، شوک‌های مختلفی مشاهده می‌شوند، به طوری که شوک‌های قیمت نفت ε_t^O، شوک‌های رابطه مبادله، ε_t^h، شوک‌های عرضه کل ε_t^s، شوک‌های تراز تجاری ε_t^z، شوک‌های تقاضای کل یا تقاضای واقعی کل ε_t^d، و شوک‌های عرضه پول ε_t^m هستند. معادله ۳ نشان می‌دهد که قیمت نفت یک متغیر برون‌زا است که در خارج از چارچوب اقتصادی و بیشتر در چارچوب تحولات سیاسی شکل می‌گیرد. معادله ۴، رابطه مبادله را نشان می‌دهد که به‌صورت تابعی از واردات و قیمت نفت در سال جاری است.

یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر رابطه مبادله، قیمت نفت است. بر این اساس، تأثیر افزایش قیمت نفت باعث افزایش شاخص قیمتی کالای صادراتی و از سوی دیگر باعث افزایش شاخص قیمتی کالای وارداتی می‌شود، به طوری که تأثیر قیمت نفت بر رابطه مبادله مبهم است. برخی از اقتصاددانان معتقد هستند که اثر شاخص قیمتی کالای وارداتی بیشتر از شاخص قیمت کالای صادراتی در مواجهه با افزایش قیمت نفت است و در کل، افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر رابطه مبادله بر جا می‌گذارد. اما عده‌ای دیگر، مانند کارشناسان صندوق بین‌المللی پول معتقد هستند که افزایش قیمت نفت و به خصوص شوک‌های نفتی اثر مثبت بر رابطه مبادله کشورهای صادر کننده نفت بر جا می‌گذارد.

معادله ۶ معادلهٔ عرضه کل است که به ظرفیت تولید و رابطه مبادله بستگی دارد. افزایش رابطه مبادله و افزایش ظرفیت تولید، می‌تواند عرضه کل را نیز افزایش دهد؛ یعنی، افزایش رابطه مبادله بیانگر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات می‌توان به‌دست آورد و همچنین، بیانگر این است که حجم بیشتری از صادرات را با مبادله مقادیر مشخصی از واردات می‌توان انجام داد که نمایانگر افزایش ظرفیت صادراتی آن کشور است که نتیجه در افزایش عرضه کل دارد. همچنین افزایش ظرفیت تولید نیز به عنوان متغیر توضیحی دیگر، باعث

افزایش عرضه کل می‌شود. معادله ۷ ظرفیت تولید اقتصاد را نشان می‌دهد که تابعی از ظرفیت بهره‌وری اقتصاد (مثل موجودی سرمایه، سرمایه انسانی یا اشتغال) است که برای سادگی فرض می‌شود یک فرایند گام تصادفی باشد.

معادله ۸، تراز تجاری کالا و خدمات است که فرض می‌شود تابعی از نرخ واقعی ارز ($s_t - p_t$) و درآمد داخلی می‌باشد. برای ساده‌سازی می‌توان سطح قیمت خارجی را به واحد نرمالیزه نمود، به طوری که ($s_t - p_t$) قیمت نسبی کالاهای خارجی بر حسب کالاهای داخلی اندازه گیری می‌شود. در مدل، z_t شوک تراز تجاری است که جریان‌های برونزای سرمایه یا جابجایی در صادرات و واردات را اندازه‌گیری می‌کند.

معادله ۹ اشاره دارد که بخش برون‌زای جریان‌های تراز تجاری از گام تصادفی پیروی می‌کند. معادله ۱۰ معادله تقاضای کل مرسوم (IS) است که مخارج کل بستگی به نرخ بهره واقعی انتظاری و سطح معین تراز تجاری که به‌طور برون‌زایی در نظر گرفته شده است، بستگی دارد. d_t که جزء مستقل تقاضای کل فرض می‌شود که یک فرایند گام تصادفی را در معادله ۱۱ دنبال می‌کند. معادله ۱۲، معادله تقاضای مرسوم پول با کشش درآمدی واحد است. معادله ۱۳ برآورد عرضه پول که برای ساده‌سازی فرض می‌شود یک فرایند گام تصادفی را دنبال می‌کند. در نهایت الگو به وسیله روابط تعادل بازار کالا و پول (معادله ۱۴ و ۱۵) بسته می‌شود. برای حل مدل، نرخ بهره را از معادله ۱۰ با استفاده از معادله ۱۲ حذف کرده تا معادله زیر حاصل شود:

$$p_t=\left(\frac{\lambda\gamma}{1+\lambda\gamma}\right)E_t p_{t+1}+\left(\frac{\lambda}{1+\lambda\gamma}\right)(d_t-z_t)+\left(\frac{1}{1+\lambda\gamma}\right)m_t-\left(\frac{1+\lambda}{1+\lambda\gamma}\right)y_t \quad (۱۶)$$

معادله (۱۶) یک معادله تفاضلی مرتبه اول در سطح قیمت است. توجه کنید که برای مقادیر محدود پارامترها، و فرض $\lambda\gamma \neq 1$، راه‌حل جستجوی رو به جلو[1] متقارب است (برای توضیح بیشتر در این زمینه رجوع شود به سیسوکو و دیبو غلو، ۲۰۰۶). با فرض فرایند تصادفی برای متغیرهای معادلات ۳،۴، ۵،۷، ۹،۱۱ و ۱۳ یک راه‌حل پیشرو برای سطح قیمتی به‌صورت زیر است:

$$p_t = m_t + \lambda(d_t - z_t) - (1+\lambda)\, y_t \quad (۱۷)$$

از معادله ۱۷ تعادل تراز واقعی پول به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$m_t - p_t = \lambda(z_t - d_t) + (1+\lambda)\, y_t \quad (۱۸)$$

1. Forward- looking

تعادل نرخ ارز واقعی، که سازگار با تراز تجاری است، با استفاده از معادله ۸ به دست می‌آید:

$$s_t - p_t = \frac{\eta_2}{\eta_1} y_t - \frac{1}{\eta_1} z_t \qquad (۱۹)$$

به خاطر نشان دادن تأثیر بلندمدت ۶ شوک ساختاری $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^o, \varepsilon_t^h, \varepsilon_t^s, \varepsilon_t^z, \varepsilon_t^d, \varepsilon_t^m]$ روی سیستم متغیرهای درون‌زا $X_t = [o_t, h_t, y_t, (s_t - p_t), (m_t - p_t), p_t]$ الگو در تفاضل مرتبه اول نشان داده می‌شود:

$$\Delta o_t = \varepsilon_t^o \qquad (۲۰)$$

$$\Delta h_t = \Psi \varepsilon_t^o + \Phi \varepsilon_t^h \qquad (۲۱)$$

$$\Delta y_t = \theta\Psi \varepsilon_t^o + \Phi\theta \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s \qquad (۲۲)$$

$$\Delta(s_t - p_t) = \left(\frac{\eta_2}{\eta_1}\right)(\theta\Psi \varepsilon_t^o + \theta\Phi \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s) - \left(\frac{1}{\eta_1}\right)\varepsilon_t^z \qquad (۲۳)$$

$$\Delta(m_t - p_t) = \lambda(\varepsilon_t^z - \varepsilon_t^d) + (1+\lambda)(\theta\Psi \varepsilon_t^o + \theta\Phi \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s) \qquad (۲۴)$$

$$\Delta p_t = \lambda(\varepsilon_t^d - \varepsilon_t^z) - (1+\lambda)(\theta\Psi \varepsilon_t^o + \theta\Phi \varepsilon_t^h + \varepsilon_t^s) + \varepsilon_t^m \qquad (۲۵)$$

با معلوم شدن ساختار الگوی بالا، تأثیرات بلندمدت شوک‌های متغیرهای درون‌زا به‌صورت زیر قابل تصریح است:

$$\begin{vmatrix} \Delta O_t \\ \Delta h_t \\ \Delta y_t \\ \Delta(s_t - p_t) \\ \Delta(m_t - p_t) \\ \Delta p_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} & 0 \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & \alpha_{66} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \varepsilon_t^O \\ \varepsilon_t^h \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{vmatrix} \qquad (۲۶)$$

α_{ij} تأثیر بلندمدت انباشت شوک j روی متغیر i را نشان می‌دهد. اعداد صفر در معادله ۲۶ وارد شده است که ۱۵ محدودیت (بلندمدت) نیازمند به تشخیص شوک‌ها را نشان می‌دهد. این امر استفاده از الگوی SVAR را با اعمال ۱۵ محدودیت (بلندمدت) ممکن می‌سازد؛ یعنی، با استفاده از الگوی عرضه - تقاضای کل در قالب تئوری‌های اقتصادی می‌توان به الگوی SVAR دست پیدا کرد تا بتوان این الگو را با استفاده از داده‌های مورد نظر در بخش بعدی برآورد نمود. این الگوی تجربی، شش عامل نوسان‌های اقتصادی در ایران را توضیح می‌دهد؛ یعنی:

$$\Delta X_t = [\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta y_t, \Delta(s_t - p_t), \Delta(m_t - p_t), \Delta p_t]$$

۴- نتایج تجربی

داده‌ها برای دورهٔ (۱۳۸۷-۱۳۴۹) از پایگاه‌های آماری مالی صندوق بین‌المللی پول (IFS)، سال‌نامه‌های بانک مرکزی ایران، شاخص توسعه جهانی توسط بانک جهانی و سازمان کشورهای صادرکننده نفت (OPEC) به دست می‌آیند. داده‌های به کار رفته در این مقاله شامل موارد زیر هستند:

قیمت نفت (O)، رابطهٔ مبادله (TOT)، تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP)، نرخ ارز واقعی، تراز پول واقعی[1] و سطح قیمت‌ها است.

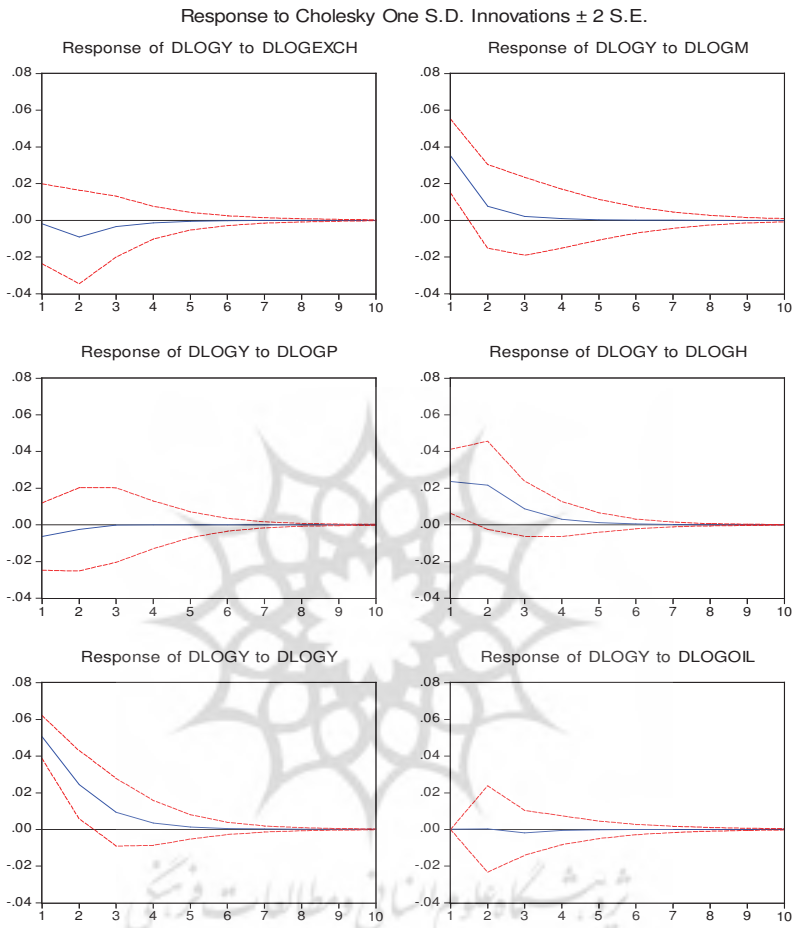
تصریح درست الگوی VAR به آزمون خواص سری‌های زمانی داده‌ها نیاز دارد. زمانی که متغیرها نامانا یا دارای ریشه واحد است، فرایند تکنیک اقتصادسنجی مرسوم ممکن است مناسب نباشد. بنابراین از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته[2] (۱۹۸۱)و فیلیپس و پرون (۱۹۸۸)[3] برای آزمون مانایی متغیرها و ریشه واحد استفاده می‌شود. آزمون ADF نشان داد که فرضیه صفر ریشه واحد نمی‌تواند در سطح اهمیت معناداری ۵ درصد رد شود. از سوی دیگر، با توجه به انتقاد پرون (۱۹۸۹)[4]، استفاده از روش پرون زمانی که شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد ضرورت می‌یابد. لذا با توجه به وجود شکست ساختاری برای نرخ ارز واقعی، آزمون پرون برای این امر انجام شد و نتایج نشان داد که فرضیه صفر مبتنی بر پذیرش ریشه واحد را همچنان نمی‌توان رد کرد. این امر زمینهٔ استفاده از الگوی VAR (تصریح شده در روابط) را فراهم می‌کند. لذا:

$$\Delta X_t = [\Delta O_t, \Delta h_t, \Delta y_t, \Delta(s_t - p_t), \Delta(m_t - p_t), \Delta p_t]$$

با استفاده از الگوی VAR ساختاری، عکس‌العمل GDP نسبت به یک انحراف معیار تکانه در هر یک از متغیرهای درون‌زای مدل، طی ۱۰ دوره در شکل ۴ به نمایش گذاشته شده است.

1. Real Money Balances
2. Dickey & Fuller, 1981
3. Phillips & perron, 1988
4. Perron,1989.

شکل۴- پاسخ Log GDP به تکانه‌های ایجاد شده از Log P ,Log OIL, Log Exch, Log M, Log H



منبع: یافته های تحقیق

برای تخمین وقفه VAR از معیارهای ضابطه آکائیک[1] (AIC) و شوارتز[2] (SBC) و از نرم افزار Evewis 7 استفاده شده است.

همان طور که شکل ۴ نشان می‌دهد، پاسخ GDP از طریق متغیرهای نهفته در خود، روند نزولی و مثبت داشته است. اوج این اثر در دورهٔ اول بوده است و سپس حرکت نزولی و بعد یکنواخت به خود می‌گیرد و در نهایت ناپدید می‌شود. تکانه وارده از سوی نرخ ارز روند منفی داشته که بعد از دوره چهارم حالت همگرا به خود می‌گیرد و به تدریج آثار این تکانه بر GDP ناپدید می‌شود.

1. Ahaike Information Criterion
2. Schwarz Bayesian Criterion

تکانه وارده از سوی پول تأثیر مثبت و نزولی دارد که از دوره سوم به بعد روند یکنواخت به خود می‌گیرد. پاسخ GDP به قیمت، تأثیری منفی داشته که بعد از دوره سوم حالت همگرا به خود می‌گیرد و به تدریج آثار این تکانه بر GDP ناپدید می‌شود.

تکانه وارده از رابطه مبادله، روندی مثبت و سیری نزولی دارد که در نهایت به تدریج به صفر همگرا می‌شود. تکانه نفتی نیز GDP را تحت تأثیر قرار داده است به‌طوری‌که اثری مثبت اما اندک و به‌صورت یکنواخت دارد. زیرا درآمد و بودجه کشور بر اساس پیش‌بینی‌های قیمت نفت انجام می‌شود و افزایش قیمت نفت به‌صورت مازاد درآمدهای نفتی به حساب صندوق ذخیره ارزی واریز می شود و لذا تکانه افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی تأثیر بسزایی در آن دوره ندارد. در کنار این امر می‌توان به این موضوع مهم نیز اشاره کرد که در الگوی عرضه – تقاضای کل، متغیرهای تراز تجاری، رابطه مبادله و نرخ ارز وجود دارند که قیمت نفت و نوسان‌های ناشی از آن، تأثیر خود را بر این متغیرها به جا می‌گذارد. از طریق محاسبه SVAR می‌توان تجزیه واریانس GDP را به‌دست آورد (جدول ۲).

جدول (۲): تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی حقیقی

دوره	انحراف معیار	نرخ ارز	پول	سطح قیمت‌ها	رابطه مبادله	تولید ناخالص داخلی	نفت
۱	۰/۱۶۱۰	۰/۰۸۲۶	۲۸/۰۷۳۷	۰/۹۱۷۵	۱۲/۸۱۲۱	۵۸/۱۱۴۱	۰/۰۰
۲	۰/۱۷۳۲	۱/۵۵۲۶	۲۳/۰۴۳۹	۰/۸۲۶۵	۱۸/۳۶۸۴	۵۶/۲۰۷۹	۰/۰۰۰۶
۳	۰/۱۷۶۷	۱/۷۰۷۶	۲۲/۳۸۸۲	۰/۸۰۰۳	۱۹/۱۲۵۱	۵۵/۹۱۵۸	۰/۰۶۲۸
۴	۰/۱۷۷۸	۱/۷۲۹۳	۲۲/۳۰۶۰	۰/۷۹۶۹	۱۹/۲۱۳۷	۵۵/۸۸۶۷	۰/۰۶۷۳
۵	۰/۱۷۸۲	۱/۷۲۶۹	۲۲/۲۹۲۹	۰/۷۹۶۶	۱۹/۲۲۸۵	۵۵/۸۸۰۵	۰/۰۶۸۶
۶	۰/۱۷۸۳	۱/۷۳۳۲	۲۲/۲۹۲۱	۰/۷۹۶۶	۱۹/۲۳۰۶	۵۵/۸۷۹۵	۰/۰۶۸۷
۷	۰/۱۷۸۴	۱/۷۳۳۲	۲۲/۲۹۱۰	۰/۷۹۶۶	۱۹/۲۳۰۸	۵۵/۸۷۹۳	۰/۰۶۸۷
۸	۰/۱۷۸۴	۱/۷۳۳۳	۲۲/۲۹۱۰	۰/۷۹۶۶	۱۹/۲۳۰۹	۵۵/۸۷۹۳	۰/۰۶۸۷
۹	۰/۱۷۸۴	۱/۷۳۳۳	۲۲/۲۹۱۰	۰/۷۹۶۶	۱۹/۲۳۰۹	۵۵/۸۷۹۳	۰/۰۶۸۷
۱۰	۰/۱۷۸۴	۱/۷۳۳۳	۲۲/۲۹۱۰	۰/۷۹۶۶	۱۹/۲۳۰۹	۵۵/۸۷۹۳	۰/۰۶۸۷

منبع: یافته های تحقیق

نتایج تجزیه واریانس GDP که در این جدول (۲) گزارش شده است، حاکی از آن است که GDP در توجیه بی‌ثباتی خود بیشترین مقدار را در طول دوره داشته است. البته در این فرآیند به تدریج نقش سایر متغیرها مثل قیمت نفت، رابطه مبادله، نرخ ارز در بی‌ثباتی GDP افزایش و نقش خود GDP کاهش می‌یابد. به طوری‌که در اول، دوره متغیرهای نهفته تولید ناخالص داخلی حدود ۵۸ درصد تغییرات را توضیح می‌دهند و این در حالی است که در انتهای دوره، این به مقدار ۵۵ درصد می‌رسد. لذا این امر نشان می‌دهد که علت اصلی بروز چرخه‌های تجاری در ایران ناشی از مؤلفه‌های

اصلی تولید ناخالص داخلی همچون متغیرهای سرمایه‌گذاری، مصرف، تراز تجاری و مخارج دولتی است. البته همان طورکه اشاره شد، قیمت نفت و نوسان‌های ناشی از آن تأثیر خود را از طریق متغیرهایی همچون تراز تجاری، رابطه مبادله و نرخ ارز به جا می‌گذارد.

۵- بررسی وضعیت هم حرکتی متغیرها با *GDP*

با توجه به الگوی SVAR، معلوم شد که متغیرهای قیمت نفت، رابطه مبادله، نرخ ارز واقعی، تراز پول واقعی و سطح قیمت‌ها به‌عنوان عوامل توضیح دهنده چرخه‌های تجاری با تولید ناخالص داخلی به‌شمار می‌آیند. حال در این بخش سعی می‌شود به این سؤال پاسخ داده شود که آیا این متغیرها، اولاً هم جهت با چرخه‌های تجاری بوده، ثانیاً آن‌ها، متغیرهای همزمان، پیشرو یا پسرو با GDP هستند؟ برای این منظور از ضریب همبستگی متقابل که در بخش ۲-۱ توضیح داده شد، استفاده می‌گردد، که محاسبات مربوطه در جدول (۳) گزارش شده است:

جدول (۳): ضریب همبستگی متقابل GDP با متغیرهای تاثیرگذار بر آن

متغیرها	ضریب همبستگی متقابل ρ_{XY}				
	-۲	-۱	۰	۱	۲
سطح قیمت ها	۰/۷۴۵۷	۰/۸۱۷۸	۰/۹۰۲۷	۰/۸۱۳۹	۰/۷۲۱۷
قیمت نفت	۰/۴۳۶۳	۰/۵۶۷۷	۰/۷۲۹۲	۰/۶۱۳۸	۰/۵۰۴۱
پول	۰/۵۸۰۱	۰/۷۲۴۵	۰/۸۷۲۰	۰/۷۵۴۵	۰/۶۳۴۱
رابطه مبادله	-۰/۱۳۴۹	-۰/۱۶۴۷	-۰/۲۱۰۲	-۰/۲۷۶۴	-۰/۲۶۴۹
نرخ ارز	۰/۳۶۲۶	۰/۳۳۳۶	۰/۳۰۹۴	۰/۲۵۷۸	۰/۲۱۹۳

منبع: یافته‌های تحقیق

ارقام مربوط به ضریب همبستگی متقابل برای ۵ متغیر محاسبه شده است. به‌منظور شناسایی رابطه متغیرهای مذکور با ادوار تجاری ابتدا در هر ردیف و برای هر متغیر، قدر مطلق عدد بزرگ‌تر را در نظر گرفته می‌شود. علامت مثبت نشان‌دهندهٔ رابطه هم‌جهت با متغیر ادوار تجاری و علامت منفی بیان‌گر رابطه خلاف جهت است. حال، اگر عدد به‌دست آمده در ستون صفر باشد، رابطه مذکور با ادوار تجاری به‌صورت همزمان محاسبه می‌شود. همچنین، اگر عدد بزرگ‌تر در ستون‌های ۱- یا ۲- باشد، متغیر پیشرو و اگر عدد بزرگ‌تر در ستون ۱ یا ۲ باشد، متغیر پسرو شناخته می‌شود.

با توجه به توضیحات بالا و جدول (۳)، متغیرهای سطح قیمت، قیمت نفت، پول متغیرهایی هم جهت و همزمان با تولید ناخالص داخلی، متغیر رابطه مبادله متغیری خلاف جهت و پسرو با تولید ناخالص داخلی و متغیر نرخ ارز متغیر خلاف جهت و متغیر پیشرو با تولید ناخالص داخلی هستند. اما نکته‌ای ضروری در اینجا این است که تجزیه واریانس قیمت نفت نشان می‌دهد که قیمت

نفت با یک دوره تأخیر بر تولید ناخالص داخلی تأثیرگذار و یک متغیر پسرو است، اما ضریب هبستگی متقابل خلاف آن را بیان می‌کند.

آن چنانکه ذکر شد، ضریب همبستگی متقابل معیار مناسبی است که در غالب پژوهش‌های اقتصادی جهت تعیین متغیرهای پیشرو و مؤخر به کار برده می‌شود. ولی، به علت دوره زمانی انعکاس اطلاعات که برخلاف تجربیات کشورهای دیگر در ایران به صورت سالانه است، عملاً زمینه استفاده از این شاخص تا حدود زیادی کاسته شده است. از این رو، برای بررسی سمت و سوی رابطه بین متغیرهای پیشرو که از لحاظ نظری می‌توانند به عنوان علت ادوار تجاری مطرح شوند، از رابطه علی انگل گرنجر استفاده می‌شود. برای این منظور از رابطه علی گرنجر برای سمت و سوی قیمت نفت با تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. (جدول ۴)

جدول (۴): بررسی رابطه علی گرنجر بین نفت و تولید ناخالص داخلی حقیقی

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
نفت رابطه علی گرنجر تولید ناخاص داخلی نیست	۲/۵۱۳۲۵	۰/۰۷۸۱
تولید ناخالص داخلی رابطه علی گرنجر نفت نیست	۲/۱۷۳۶۷	۰/۱۱۲۶
نفت با یک وقفه تاخیری رابطه علی گرنجر تولید ناخاص داخلی نیست	۳/۴۳۹۵۷	۰/۰۴۴۸
تولید ناخالص داخلی رابطه علی گرنجر نفت نیست	۱/۴۸۹۹۲	۰/۲۴۱۱

منبع: یافته های تحقیق

همان طورکه نتایج جدول (۴) نشان می‌دهند در سطح معنی‌داری ۵ درصد، بین تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت در زمان t رابطه علی وجود ندارد. اما اگر رابطه علی گرنجر را بر اساس یک وقفه تأخیر زمانی قیمت نفت با تولید ناخالص داخلی سنجیده شود، نشان می‌دهد قیمت نفت با یک وقفه تأخیر زمانی، رابطه علی تولید ناخالص داخلی است که این نشان می‌دهد که افزایش حال قیمت نفت در تولید ناخالص داخلی تأثیری ندارد و این افزایش قیمت نفت در تولید ناخالص داخلی سال آینده تأثیرگذار است (جدول ۴).

نتیجه‌گیری

از آنجایی‌که شناخت ماهیت و چگونگی علل به‌وجود آورنده ادوار تجاری می‌تواند در اجرای سیاست‌های ضد ادوار تجاری و کنترل آن نقش بسزایی در رشد پایدار داشته باشد، بخش قابل توجهی از ادبیات ادوار تجاری به بررسی و شناخت ادوار تجاری و علل ایجاد نوسان‌های و چگونگی انتشار آن اختصاص یافته است.

در این مطالعه سعی شد تا با توجه به ادبیات موضوع و الگوهای مرتبط در این زمینه، به بررسی و شناخت متغیرهای مهم در ایجاد و شکل‌گیری ادوار تجاری در ایران طی سال‌های

(۱۳۸۷-۱۳۴۹) پرداخته شود. نتایج حاصل از الگوی SVAR و تجزیه واریانس نشان داد که GDP در توجیه بی‌ثباتی خود بیشترین مقدار را در طول دوره داشته است. البته در این فرآیند به تدریج نقش سایر متغیرها مثل قیمت نفت، رابطه مبادله، نرخ ارز در بی‌ثباتی GDP افزایش و نقش خود GDP کاهش می‌یابد. به طوری که در ابتدای دوره، متغیرهای نهفته تولید ناخالص داخلی حدود ۵۸ درصد تغییرات را توضیح می‌دهند و این در حالی است که در انتهای دوره، این به مقدار ۵۵ درصد می‌رسد. لذا این امر نشان می‌دهد که علت اصلی بروز چرخه‌های تجاری در ایران ناشی از مؤلفه‌های اصلی تولید ناخالص داخلی همچون متغیرهای سرمایه‌گذاری، مصرف، تراز تجاری و مخارج دولتی است. در کنار این امر، قیمت نفت و نوسان‌های ناشی از آن، تأثیر خود را از طریق متغیرهایی همچون تراز تجاری، رابطه مبادله و نرخ ارز به‌جا گذاشته است.

همچنین نتایج حاصل از بررسی ضریب همبستگی متقابل تولید ناخالص داخلی با متغیرهای تاثیرگذار بر آن، نشان می‌دهد که متغیرهای سطح قیمت، قیمت نفت، پول متغیرهایی هم جهت و همزمان با تولید ناخالص داخلی، متغیر رابطه مبادله متغیری خلاف جهت و پسرو با تولید ناخالص داخلی و متغیر نرخ ارز متغیر خلاف جهت و متغیر پیشرو با تولید ناخالص داخلی هستند.

در نهایت، رابطه علی گرنجر نشان می‌دهد که قیمت نفت با یک وقفه تأخیر با تولید ناخالص داخلی رابطه علی یک طرفه دارد. در عمل نوسان نفتی عامل مهمی در ایجاد چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران دارد که مدیریت تکانه‌های آن در تعدیل چرخه‌ها مؤثر است.

با توجه به اینکه عامل ایجاد چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران مؤلفه‌های تاثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی نظیر سرمایه‌گذاری، تراز تجاری و غیره بوده و همچنین نوسانات قیمت نفت نیز عامل مهمی در بروز این چرخه‌ها بوده است، لذا می‌توان به این توصیهٔ سیاستی اشاره کرد که با توجه به تأثیرپذیری شدید اقتصاد ایران از درآمدهای نفتی، بایستی درآمدهای نفتی در جهتی هدایت شوند که به تنوع تولید و صادرات منجر گردد و درآمدهای حاصل از فروش این ثروت ملی به دارایی‌هایی تبدیل شوند که خود، مولد درآمد باشد تا در زمان کاهش قیمت نفت یا پایان منابع نفتی، اقتصاد کشور دچار تکانه شدید نگردد.

منابع

الف- فارسی

۱. صمدی، سعید؛ جلایی، سید عبدالمجید؛ **تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران**، تحقیقات اقتصادی، ۱۳۸۳، شماره ۶۶.

۲. طیبی، سید کمیل؛ واعظ، محمد؛ ترکی، لیلی؛ **نقش کمک‌های خارجی و یکپارچگی تجاری در تحرک بین‌المللی سرمایه: کاربرد نظریهٔ فلداشتین - هوریوکا**، نشریه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، ۱۳۸۷، دوره ۴۳، شماره ۵.

۳. مجیدزاده، کیوان؛ **بررسی سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران**، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.

۴. نیلی، مسعود؛ درگاهی، حسن؛ **تحلیل وضعیت رکودی اقتصاد ایران بر مبنای نظریات چرخه‌های تجاری و ارائه راهکارهای لازم**، مجله سیاسی - اقتصادی، ۱۳۷۷، شماره ۱۳۲-۱۳۱.

۵. ولیمقدم زنجانی، محمد؛ باستانزاد، حسین؛ **ادوار تجاری در اقتصاد ایران**، نشریه علمی تخصصی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سال نهم، ۱۳۷۸، شماره ۲۷-۲۶.

۶. هادیان، ابراهیم؛ هاشم پور، محمدرضا؛ **شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران**، ۱۳۸۰، شماره ۱۵.

۷. هادیان، ابراهیم؛ **بررسی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تصحیح خطا**، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۷۸، ۴۵.

ب- لاتین

8. Andolfatto, David**, An Introduction to Business Cycle Theory**, Departmant of Economics, University of Waterloo, 1997, PP.1-5.
9. Burns, A. F. & W. Mitchel, **Measuring Business Cycles**, NBER, NY, 1947.
10. Cashin, Pau & Auliaris, Sam, **Key Features of Australian Business Cycle**, IMF Working Paper, 2001.
11. Dickey, D.A., & Fuller, W.A, **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root**, Econometrica, 1981, 49(4), 1057-1071.
12. Dornbusch, R., et al, ***Macroeconomics***, Sixth Canadian Edition, McGraw-Hill/Irwin: New York, 2002.
13. Enders, W, ***Applied econometric time series***, New York: Wiley, 1995.
14. Engle, R.F & Granger, C.W.J, **Cointegration and error correction : Representation, estimation and testing,** Econometrica, 50, 1987, 987-1007.
15. Gavsto, Andrea & Pllegrini, Guido, **the Role of Monetary Policy,** American Economic Review,vol.58, 2001.
16. Granger,C.W.J & Newbold, P, **Spurious regressions ineconometrics**, Journal of Econometrics, 2, 1974, 111-120.
17. Kose, A., Tork,C. & whiteman,c, **Understandig the Evalution of Word Business Cycle**, IMF Working Paper, 2002.
18. Long, J.B & Plosser, C.L, **Sectoral vs Aggregate Shocks in the Business Cycle**, American Economoic Review, 1987, No.77 (May), 333-336.
19. Lucas, Robert E. Jr, **Expectations and Neutrality of Money**, Journal of Economic Theory, 1972, No 4, 105-124.
20. Mackinnon, J.G, ***Critical values for cointegration tests, in R.F.Engle & C.W.J.Granger (Eds)***, Long-run economic relationships, reading in cointegration (pp. 267-276).Oxford: Oxford University Press, 1991.
21. Phillips, P & Perron, P, **Testing for a unit root in time series regression**, Biometrica, 1988, 75(2), 335-346.
22. Perron, P, **The Great Crash, the oil shock and the unit root hypothesis**, Econometrica, 1989, 57, 361-402.
23. Sissoko, Yaya & Dibooglu, Sel, **The exchange rate system and macroeconomic fluctuations in Sub-Saharan Africa**, Economic Systems, Elsevier, vol. 30(2), 2006, 141-156.
24. Ravn, Morten & Uhlig, Harald, **On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations**, The Review of Economics and Statistics, 2002, 84 (2), 371-375.