

# دوره‌های اقتصادی ایران: نگرشی کاربردی در باب آثار شوک‌های گوناگون

حسین قضاوی - مهرداد ساعدی\*

این مقاله تلاشی است برای شناسایی دوره‌های اقتصادی و علل آن در ایران. در این راستا، مقاله در ابتدا با کاربرد سازوکارهای روندزدایی از جمله فیلترهای *HP* و *ES* و با فرض خطی بودن روند متغیرها، به حذف نوسان‌های روندی از سری زمانی تولید ناخالص داخلی واقعی طی دوره ۷۶-۱۳۳۸ پرداخته است. سپس با استفاده از روش اتو رگرسیون برداری (*VAR*) به آزمون علل نوسان‌های اقتصادی پرداخته و طی آن اثر سیاست مالی خالص، شوک‌های نفتی، تورم و سیاست پولی بر دوره‌های اقتصادی را برآورد کرده است. بخش پایانی مقاله جمع‌بندی و نتیجه‌گیری را در بر می‌گیرد.

## مقدمه

هر اقتصادی در دوره‌های مختلف گونه‌هایی متفاوت از رونق و رکود را تجربه می‌کند و در این دوره‌ها فعالیت‌های اقتصادی با شدت و ضعف همراه می‌شوند. توجه به دوره‌های اقتصادی، کیفیت، چگونگی و علل و پی‌آمدهای وقوع و استمرار آن طی دهه‌های اخیر بیشتر شده و محققان در بررسی‌های مربوط به آن، نظریاتی متنوع و گاهی مختلف از هم ارائه داده‌اند.

بررسی حاضر دیدگاهی اکتشافی به این پدیده در اقتصاد ایران دارد و طی آن دو فرضیه در باب ادوار اقتصادی ایران آزمون می‌شود. فرضیه اول مربوط به شناخت ساختار زمانی این ادوار است و حکایت از احتمال وجود و چگونگی نظم زمانی ادوار اقتصادی دارد. فرضیه دوم هم به شناسایی علل وقوع و استمرار ادوار اقتصادی، در اقتصاد ایران می‌پردازد.

\*. به ترتیب فوق لیسانس اقتصاد و دکترای مدیریت استراتژیک؛ فوق لیسانس اقتصاد

## مکانیسم‌های روند زدایی

بخشی از حرکت متغیرها بر اثر وجود نوسانات زمانی است. بنابراین برای آن که تصویری صحیح از نوسانات یک سری زمانی معین به دست آوریم، باید در ابتدا این نوسانات روندی را از درون آن حذف کنیم. ساده‌ترین مکانیسم، فرض وجود یک روند خطی در آن‌ها است که با در نظر گرفتن متغیر زمان در مدل مورد بررسی رفع می‌شود. امروزه این ایده گسترش یافته که سری‌های زمانی اقتصادی دارای روندی تصادفی هستند. بر این اساس، روندها حرکاتی موجی شکل دارند و طی سنوات ادوار اقتصادی به گونه‌ای متفاوت عمل می‌کنند. فیلترهای  $ES$ ،  $HP$ ،  $BP$  و مانند آن‌ها از جمله روش‌های روند زدایی خطی تصادفی محسوب می‌شوند.

دیدگاه عمومی این فیلترها، تجزیه یک سری زمانی به یک ترکیب رشدی و یک ترکیب سیکلی است.

## مکانیسم‌های $ES$ و $HP$

با فرض وجود سری زمانی  $y_t$  می‌توانیم آن را به دو جزء دائمی و سیکلی به صورت زیر تقسیم کنیم:

$$y_t = y_t^g + y_t^c$$

که در آن  $y_t^g$  معرف حرکات روندی و  $y_t^c$  گویای حرکات ادواری (یا سیکلی) سری زمانی  $y_t$  است.

فیلترهای  $ES$  و  $HP$  طی یک مسئله حداقل‌سازی، مقدار روند سری را از مقدار سیکلی جدا می‌کنند. حل مسائل زیر منجر به ارائه مقادیری از ترکیب رشدی می‌شود که مطلوب مکانیسم‌های مورد نظرند:

مسئله حداقل سازی فیلتر  $ES$ :

$$\text{Min} \quad \sum_{t=1}^T [(y_t - y_t^g)^2 + \lambda(y_t^g - y_{t-1}^g)^2]$$

مسئله حداقل سازی فیلتر  $HP$ :

$$\text{Min} \quad \sum_{t=1}^T [(y_t - y_t^g)^2 + \lambda(y_{t+1}^g - y_t^g) - (y_t^g - y_{t-1}^g)]^2$$

$$\{y_t^g\}_{t=0}^{T+1}$$

در مسائل مطرح شده، هدف حداقل سازی مجموع مربعات ترکیبات ادواری  $(y_t - y_t^c)$  با توجه به قیود موضوعه بر تغییرات ترکیبات رشدی است.  $\lambda$  هم به عنوان ضریبی تغییرات در ترکیب رشدی را تعدیل می‌کند. حل مسائل اخیر منجر به این روابط می‌شود (ضمن معرفی عملگر تفاضل ریاضی به صورت  $(B^n X_t = X_{t-n})$ :

$$\begin{aligned} ES: [\lambda B^{-1} + (1 + \lambda)] y_t^g &= y_t \\ HP: [\lambda B^{-2} - 4\lambda B^{-1} + (\lambda + 1) - 4\lambda B + \lambda B^2] y_t^g &= y_t \end{aligned}$$

از حل آن‌ها:

$$y_t^c = C(B) \cdot y_t$$

که  $C(B)$  تابعی از عملگر تفاضلی  $B$  است و در دو فیلتر مورد نظر به صورت زیر معین می‌شود:

$$\begin{aligned} C_{ES}(B) &= \frac{\lambda(1-B)(1-B^{-1})}{1 + \lambda(1-B)(1-B^{-1})} = \frac{\lambda(-y_{t-1} + \lambda y_t - y_{t+1})}{y_t + \lambda(-y_{t-1} + \lambda y_t - y_{t+1})} \\ C_{HP}(B) &= \frac{[\lambda B^{-2} - 4\lambda B^{-1} + (\lambda + 1) - 4\lambda B + \lambda B^2]}{\lambda + \lambda[\lambda B^{-2} - 4\lambda B^{-1} + (\lambda + 1) - 4\lambda B + \lambda B^2]} = \frac{\lambda(y_{t-2} + 4y_{t-1} + \lambda y_t - y_{t+1} - y_{t+2})}{y_t + \lambda(y_{t-2} + 4y_{t-1} + \lambda y_t - y_{t+1} - y_{t+2})} \end{aligned}$$

در کارهای تجربی و در نمونه‌های محدود، هودریک و پرسکات (۱۹۹۷)  $\lambda$  را معادل ۱۶۰۰ استخراج کرده‌اند که در این بررسی نیز مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

## روند سیکلی در اقتصاد ایران

برای بررسی ادوار اقتصاد ایران، سری زمانی تولید ناخالص داخلی واقعی (به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱) را که مناسب‌ترین معیار از فعالیت‌های اقتصادی است، ملاک عمل قرار می‌دهیم. جدول‌های شماره ۱ و ۲ و ۳ اطلاعات راجع به دوره‌های رونق و رکود سری مزبور را ضمن استفاده از فیلترهای ES و HP ارائه می‌دهند.

جدول ۱: ترکیبات ادواری تولید ناخالص داخلی با استفاده از فیلترهای ES و HP

سال	LGDP	GDPC(ES)	GDPC(HP)	سال	LGDP	GDPC(ES)	GDPC(HP)
۱۳۳۸	۳/۲۷	۳/۳۷	۳/۳۷	۱۳۵۸	۴/۰۴	۳/۸۳	۳/۹۸
۱۳۳۹	+۳/۴۱	۱/۶۶	۳/۴۲	۱۳۵۹	۳/۹۷	۴/۱۳	۴/۰۷
۱۳۴۰	+۳/۴۵	۲/۷۴	۲/۸۲	۱۳۶۰	۳/۹۶	۴/۱۱	۴/۰۷
۱۳۴۱	+۳/۴۸	۲/۴۲	۲/۸۲	۱۳۶۱	۴/۰۱	۳/۳۰	۳/۸۰
۱۳۴۲	+۳/۵۰	۴/۹۴	۲/۷۳	۱۳۶۲	۴/۰۶	۳/۸۵	۳/۹۵
۱۳۴۳	+۳/۵۴	۳/۸۴	۳/۶۶	۱۳۶۳	۴/۰۶	۶/۲۰	۴/۱۶
۱۳۴۴	+۳/۵۹	۳/۱۷	۳/۴۸	۱۳۶۴	۴/۰۷	۳/۸۶	۴/۰۰
۱۳۴۵	+۳/۶۴	۹/۲۹	۴/۱۳	۱۳۶۵	۴/۰۳	۴/۲۹	۴/۱۰
۱۳۴۶	۳/۶۸	۶/۲۸	۶/۰۳	۱۳۶۶	۴/۰۳	۳/۵۲	۳/۹۴
۱۳۴۷	۳/۷۳	۶/۶۵	۵/۶۵	۱۳۶۷	۴/۰۲	۴/۳۴	۴/۲۱
۱۳۴۸	۳/۷۹	۳/۰۳	۳/۵۰	۱۳۶۸	۴/۰۳	۴/۴۱	۴/۳۹
۱۳۴۹	۳/۸۳	۵/۴۳	۴/۸۳	۱۳۶۹	۴/۰۸	۲/۷۹	۳/۶۸
۱۳۵۰	۳/۸۸	۴/۶۹	۴/۰۹	۱۳۷۰	۴/۱۲	۳/۵۸	۳/۷۳
۱۳۵۱	۳/۹۵	۳/۶۳	۳/۸۲	۱۳۷۱	۴/۱۵	۲/۵۴	۴/۶۹
۱۳۵۲	۳/۹۹	۷/۵۵	۴/۱۶	۱۳۷۲	۴/۱۷	۳/۵۱	۳/۸۴
۱۳۵۳	۴/۰۳	۳/۶۴	۳/۹۳	۱۳۷۳	۴/۱۸	۷/۰۲	۴/۸۰
۱۳۵۴	۴/۰۵	۴/۲۸	۴/۱۰	۱۳۷۴	۴/۱۹	۶/۹۳	۵/۰۳
۱۳۵۵	۴/۱۲	۳/۹۸	۴/۰۵	۱۳۷۵	۴/۲۱	۳/۲۵	۴/۲۱
۱۳۵۶	۴/۱۱	۳/۸۷	۳/۸۱	۱۳۷۶	۴/۲۲	۴/۲۲	۴/۲۲
۱۳۵۷	۴/۰۶	۴/۴۸	۴/۱۳				

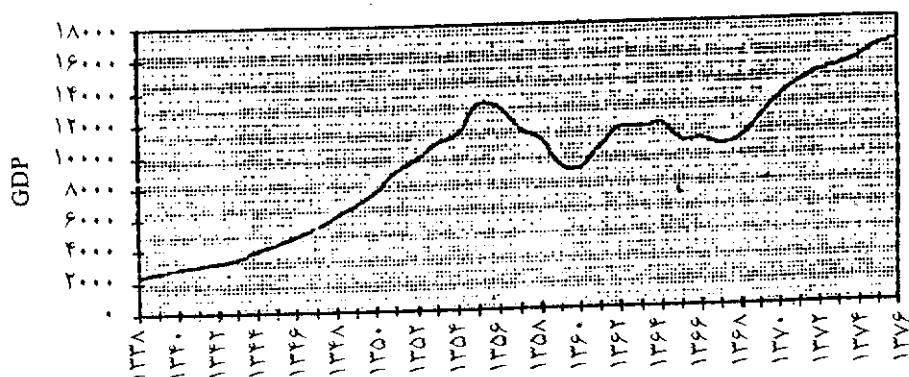
جدول ۲: ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر ES

ردیف	دوره	طول دوره	طول دوره انبساطی	طول دوره انقباضی	۲ (متوسط دوره - طول دوره) متوسط دوره
۱	۱۳۳۸-۳۹	۱	-	۱	۰/۹۲۸۰
۲	۱۳۳۹-۴۱	۲	۱	۱	۰/۱۱۲۳
۳	۱۳۴۱-۴۴	۳	۱	۲	۰/۰۸۶۰
۴	۱۳۴۴-۴۷	۳	۱	۲	۰/۰۸۶۰
۵	۱۳۴۷-۵۱	۴	۲	۲	۰/۸۴۹۲
۶	۱۳۵۱-۵۳	۲	۱	۱	۰/۱۱۲۳
۷	۱۳۵۳-۵۶	۳	۱	۲	۰/۰۸۶۰
۸	۱۳۵۶-۵۸	۲	۱	۱	۰/۱۱۲۳
۹	۱۳۵۸-۶۱	۳	۱	۲	۰/۰۸۶۰
۱۰	۱۳۶۱-۶۴	۳	۲	۱	۰/۰۸۶۰
۱۱	۱۳۶۴-۶۶	۲	۱	۱	۰/۱۱۲۳
۱۲	۱۳۶۶-۶۹	۳	۲	۱	۰/۰۸۶۰
۱۳	۱۳۶۹-۷۱	۲	۱	۱	۰/۱۱۲۳
۱۴	۱۳۷۱-۷۵	۴	۲	۲	۰/۸۴۹۲
۱۵	۱۳۷۵-۷۶	۱	۱	-	۰/۹۲۸۰
مجموع	۱۳۳۸-۷۶	۳۸	۱۸	۲۰	۴/۶۳۱۹
میانگین		۲/۵۳۳۳	۱/۲	۱/۳۳۳۳	
انحراف					
معیار		۰/۹۱۵۵	۰/۵۶۰۶	۰/۶۱۷۲	

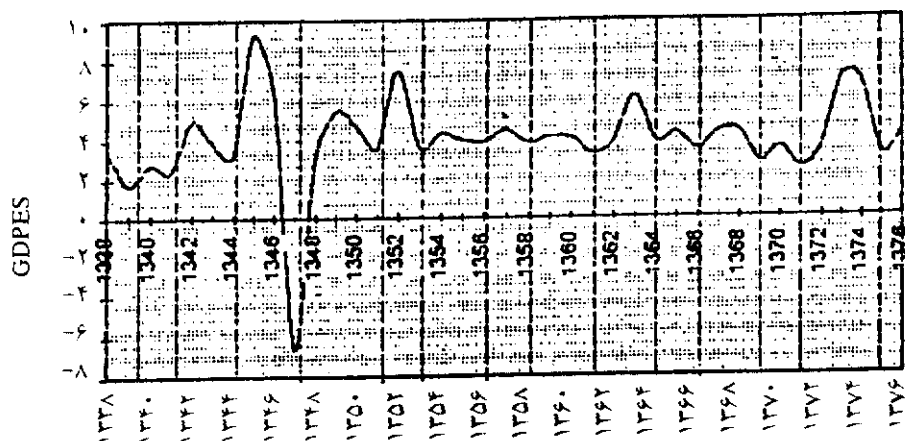
جدول ۳: ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر HP

ردیف	دوره	طول دوره	طول دوره انبساطی	طول دوره انقباضی	متوسط دوره - طول دوره (متوسط دوره)
۱	۱۳۳۸-۴۲	۴	۱	۳	۰/۶۰۹۰
۲	۱۳۴۲-۴۴	۲	۱	۱	۰/۱۸۸۰
۳	۱۳۴۴-۴۸	۴	۲	۲	۰/۶۰۹۰
۴	۱۳۴۸-۵۱	۳	۱	۲	۰/۱۳۰۱
۵	۱۳۵۱-۵۳	۲	۱	۱	۰/۱۸۸۰
۶	۱۳۵۳-۵۶	۳	۱	۲	۰/۰۳۰۱
۷	۱۳۵۶-۵۸	۲	۱	۱	۰/۱۸۸۰
۸	۱۳۵۸-۶۱	۳	۲	۱	۰/۰۳۰۱
۹	۱۳۶۱-۶۴	۳	۲	۱	۰/۰۳۰۱
۱۰	۱۳۶۴-۶۶	۲	۱	۱	۰/۱۸۸۰
۱۱	۱۳۶۶-۶۹	۳	۲	۱	۰/۰۳۰۱
۱۲	۱۳۶۹-۷۲	۳	۲	۱	۰/۰۳۰۱
۱۳	۱۳۷۲-۷۵	۳	۲	۱	۰/۰۳۰۱
۱۴	۱۳۷۵-۷۶	۱	۱	—	۱/۰۸۲۷
مجموع	۱۳۳۸-۷۶	۳۸	۲۰	۱۸	۳/۲۶۳۴
میانگین		۲/۷۱۴۳	۱/۴۲۸۶	۱/۲۸۵۷	
انحراف					
معیار		۰/۸۲۵۴	۰/۵۱۳۶	۰/۷۲۶۳	

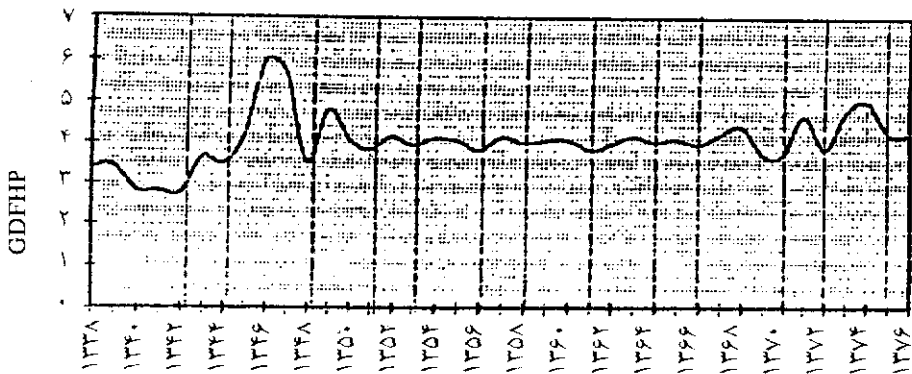
نمودار ۱: تولید ناخالص داخلی بدون نفت طی دوره ۱۳۳۸-۷۶



نمودار ۲: ترکیب ادواری تولید ناخالص داخلی با فیلتر ES



نمودار ۳: ترکیب ادواری تولید ناخالص داخلی با فیلتر HP



براساس فیلتر ES، اقتصاد ایران در دوره زمانی ۷۶-۱۳۳۸ و مطابق تولید ناخالص داخلی مجموعاً ۱۵ دور اقتصادی را تجربه کرده است که فعالیت‌های اقتصادی در ۱۸ سال آن انبساط و در ۲۰ سال آن انقباض از خود نشان داده‌اند. متوسط هر نوسان اقتصادی (از حسیض تا حسیض)  $۲/۵۳۳۳$  سال با انحراف استاندارد  $۰/۹۱۵۵$  سال بوده است. دوره‌های رونق به‌طور متوسط  $۱/۲$  سال و دوره‌های رکود بیش از  $۱/۳$  سال به طول انجامیده‌اند. حال اگر فیلتر HP را ملاک عمل قرار دهیم، اطلاعاتی دیگر حاصل می‌شود. طبق فیلتر HP از تولید ناخالص داخلی، در دوره زمانی ۷۶-۱۳۳۸ جمعاً ۱۴ نوسان اقتصادی ملاحظه شده است که متوسط هر نوسان  $۲/۷۱۴۳$  سال و انحراف استاندارد آن  $۰/۸۲۵۴$  سال است. در ۲۰ سال از سنوات مزبور رونق و در ۱۸ سال رکود بر فعالیت‌های اقتصادی حاکم بوده است. به‌طور متوسط طول دوره‌های رونق  $۱/۴$  سال و طول دوره‌های رکود حدود  $۱/۳$  سال بوده است.

آنچه از مجموع مطالب ذکر شده قابل استنتاج است، برابری نسبی طول دوره‌های رونق و رکود در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۷۶-۱۳۳۸ است. البته شایان توجه است که پس از سال ۱۳۵۸ دوره‌های انبساطی به‌طور متوسط حدود دو برابر دوره‌های انقباضی به طول انجامیده‌اند.

پس از این مباحث، به بررسی اولین فرضیه مطالعه حاضر می‌پردازیم. فرضیه مزبور در باب شناخت



همسانی یا ناهمسانی ادوار روی داده در اقتصاد ایران است و به‌صورت زیر مطرح می‌شود.

### ادوار اقتصادی در ایران از الگوی زمانی منظمی تبعیت می‌کنند.

برای آزمون این فرضیه از یکی از آزمون‌های ناپارامتری بهره‌مند می‌شویم.<sup>۱</sup> فرضیه‌های عدم و آلترناتیو در این آزمون که به‌طور ماهوی از توزیع پواسن تبعیت می‌کند، به این شرح است:

$$H_0: P_X(x) = P_X^*(x)$$

$$H_1: P_X(x) \neq P_X^*(x)$$

که در آن  $P_X(x)$  تابع توزیع واقعی جامعه ادوار اقتصادی و  $P_X^*(x)$  تابع توزیع نمونه مورد بررسی ادوار اقتصادی است. در صورتی که  $n$  فراوانی کل نمونه فرض شود، فراوانی نظری در هر دوره اقتصادی  $m_i = np_i$  خواهد بود که در آن  $p_i$  احتمال وقوع هر دوره در نمونه است. اگر  $m_i$  فراوانی تجربی هر دوره در نمونه مزبور باشد، آماره آزمون:

$$\sum (m_i - m_j)^2 / m_i \sim \chi^2_{1-S-r-1}$$

که در آن  $S$  تعداد گروه‌ها و  $r$  تعداد پارامترهای توزیع  $P_X(x)$  است که باید تخمین زده شود. ستون ششم جدول‌های شماره ۳ و ۴ اطلاعات راجع به این آزمون را در بر دارند که مطابق آن‌ها

$$\chi^2_{ES} = 4/6319$$

$$\chi^2_{HP} = 3/2634$$

با فرض سطح معنی‌داری ۵ درصد و درجات آزادی ۱۴ برای فیلتر ES و ۱۳ برای فیلتر HP داریم:

$$\chi^2_{95,13} = 5/89186 \quad , \quad \chi^2_{95,14} = 6/5763$$

مشاهده می‌شود که براساس هر دو فیلتر ES و HP دلیلی قاطع بر رد فرضیه صفر وجود ندارد و بنابراین فرضیه موردنظر، که دلالت بر نظم زمانی ادوار اقتصادی ایران دارد، پذیرفته می‌شود. این ادوار، همان‌طور که قبلاً هم عنوان شد، براساس معیار HP دارای متوسط ۲/۷ سال با انحراف استاندارد ۰/۸۳ سال هستند، یعنی غالب ادوار اقتصادی ایران بین ۱/۹-۳/۵ سال طول می‌کشند. دانستن این مسئله می‌تواند برای اعمال

مدیریت ادوار اقتصادی امری مهم باشد و در موارد مقتضی با سمت‌گیری‌های سیاستی مناسب منجر به تدوین دوره‌های رونق و مقابله با ادوار رکودی شود.

## ادوار اقتصادی و شوک‌های نفتی

همان‌گونه که می‌دانیم، اقتصاد ایران اقتصادی تک محصولی و متکی به صادرات نفت خام و فراورده‌های نفتی و درآمد حاصل از آن‌ها است. این وابستگی سبب شده تا در قبال شوک‌هایی که به بازار مذکور وارد می‌آید مصون نباشد. از این رو، در این قسمت از بررسی به تبیین اثرات احتمالی شوک‌های نفتی بر ادوار اقتصادی ایران تحت مدل‌هایی که ارائه خواهد شد، می‌پردازیم.

## متدولوژی اقتصادسنجی

تکنیکی که برای برازش مدل‌های منتخب در این بررسی مورد استفاده قرار خواهد گرفت اتورگرسیون برداری<sup>۱</sup> (VAR) است. این روش اولین بار توسط سیمز ارائه شد که برخلاف الگوهای قبلی هیچ‌گونه قیود تشخیصی برای پیش‌بینی لازم نداشت.

در این روش دو نکته باید مورد توجه قرار گیرد. اول متغیرهای مرتبط و دوم طول وقفه مطلوب متغیرها در مدل.

متغیرهای مرتبط را از طریق تئوری‌های اقتصادی مورد استفاده شناسایی می‌کنیم. طول وقفه مطلوب را نیز می‌توان با بهره‌گیری از آماره زیر مشخص کرد.

$$Aic(n) = L_n \det(\Sigma_n) + 2M^2.n/T$$

که در آن‌ها  $M$  تعداد متغیرهای سیستم،  $T$  حجم نمونه و  $\Sigma_n$  تخمین ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندهای مدل VAR برآوردی است. با استفاده از آماره یاد شده طول وقفه  $P$  را چنان انتخاب می‌کنیم که برای  $Aic, n=p$  حداقل شود.

## معرفی مدل و سری‌های زمانی مورد نیاز

بررسی اثر شوک‌های نفتی بر ادوار اقتصادی در این مطالعه نقشی محوری دارد. اما در کنار آن میزان و نحوه تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا نیز که ابزاری برای هدایت اقتصاد به وسیله دولت است، مدنظر قرار خواهد گرفت. شاخص قیمت‌ها هم به عنوان متغیری که نماینده شوک‌های اسمی است (در مقابل شوک‌های

حقیقی) در مدل وارد خواهد شد.

شوگ نفتی با ورود متغیر قیمت نفت خام (هر بشکه به دلار آمریکا) به مدل‌ها بررسی خواهد شد. سیاست‌های مدیریت تقاضا هم در کشور ما عمدتاً از دو ناحیه تغییر در نقدینگی بخش خصوصی به عنوان اعمال سیاست پولی و تغییر در مخارج دولتی به عنوان اعمال سیاست مالی محقق می‌شود. اما همان‌طور که می‌دانیم، تأمین کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی سیاستی بوده که در دهه‌های اخیر به کرات از سوی دولت مورد استفاده قرار گرفته و این امر سبب تداخل سیاست‌های پولی و مالی گشته است. برای سنجش یک سیاست پولی خالص در این بررسی، آن بخش از نقدینگی را که در پاسخ به تأمین کسری بودجه گسترش یافته، با مخارج دولتی و به عنوان سیاست مالی در نظر گرفته‌ایم و سیاست پولی را مازاد این میزان تغییر لحاظ کرده‌ایم.

نوسانات ادوار تجاری را نیز با معرفی تولید ناخالص داخلی بدون نفت بررسی کرده‌ایم. قیمت‌ها هم که شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی معرّف آن است، به عنوان نماینده شوک‌های اسمی در مدل وارد شده است. دوره زمانی مورد بررسی ۷۶-۱۳۳۸ را در بر می‌گیرد.

به طور خلاصه و براساس مطالب گفته شده، سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل اول به صورت زیر معرفی می‌شوند:

لگاریتم قیمت نفت خام (هر بشکه به دلار آمریکا): LPOIL

لگاریتم مخارج دولتی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ (میلیارد ریال): LGR

لگاریتم نقدینگی بخش خصوصی به استثنای کسری بودجه به قیمت‌های: LM2BDR

ثابت سال ۱۳۶۱ (میلیارد ریال)

لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت به قیمت‌های ثابت سال: LGDPNO

۱۳۶۱ (میلیارد ریال)

شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به ثابت سال ۱۳۶۱: CPI61

پول ایران عمدتاً از ناحیه پول بیرونی ایجاد شده است. بنابراین در مدلی دیگر به جای نقدینگی بخش خصوصی به استثنای کسری بودجه، حجم پول بیرونی را قرار می‌دهیم و به تفسیر نتایج می‌پردازیم. مدل دوم از همان سری‌های زمانی مدل اول استفاده کرده و تنها به جای LM2BDR از LOMR با این تعریف بهره‌مند شده است:

لگاریتم پول بیرونی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱ (میلیارد ریال): LOMR

سری زمانی پول بیرونی را هم به این صورت محاسبه می‌کنیم:<sup>۱</sup>

بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی - پایه پولی = پایه پولی بیرونی

در مدل‌سازی VAR ترتیب ورود متغیرها نیز می‌تواند منجر به نتایجی متفاوت شود. در این بررسی در

دو مدل مورد استفاده مان متغیرها را به این صورت وارد می‌کنیم:

در مدل اول:  $LPOIL \rightarrow Lgr \rightarrow LM2BDR \rightarrow LGDPNO \rightarrow CPI61$

در مدل دوم:  $LPOIL \rightarrow Lgr \rightarrow LOMR \rightarrow LGDPNO \rightarrow CPI61$

به دلیل ساختار تک محصولی اقتصاد کشورهای صادرکننده مواد خام، درآمدهای حاصل از صدور این ماده اولیه در بودجه دولتی منعکس می‌شود. یعنی بخش عمده‌ای از درآمدهای دولت از ناحیه صدور ماده خام مذکور تأمین می‌شود. سیاست پولی نیز متغیری است که خواهان بررسی اثر آن بر فعالیت‌های اقتصادی و ادوار تجاری هستیم.

تغییرات حاصل در سه متغیر یاد شده بنابر سیر منطقی عنوان شده بر ادوار اقتصادی تأثیر می‌گذارند که تولید ناخالص داخلی بدون نفت نماینده سنجش آن است. شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی هم متغیری است که حاصل تعامل متغیرهای یاد شده در مدل‌های طراحی شده است.

از سه متغیر مجازی روند (T)، جنگ (WAR)، و انقلاب (REV) نیز به عنوان متغیرهای برون‌زا در مدل‌ها استفاده خواهیم کرد. ارزش متغیرهای جنگ و انقلاب به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{جنگ} \quad \begin{cases} \text{WAR} = 1; 1359 \leq t \leq 1367 \\ \text{WAR} = 0; t < 1367 \text{ \& } t > 1359 \end{cases}$$

$$\text{انقلاب} \quad \begin{cases} \text{REV} = 1; t \geq 1357 \\ \text{REV} = 0; t < 1357 \end{cases}$$

بنابر آنچه که در باب روابط متغیرها عنوان شد، مدل‌های برآوردی ما در این رابطه با استفاده از نمادهای یاد شده به صورت زیر معرفی می‌شوند:

$$LGDPNO = F(LPOIL, Lgr, LM2BDR, CPI61)$$

$$LGEPNO = G (LPOIL, Lgr, LOMR, CPI61)$$

در قسمت‌های بعدی پس از بررسی ایستایی سری‌های زمانی، به برآورد مدل‌ها و تفسیر نتایج حاصل خواهیم پرداخت.

### ایستایی سری‌های زمانی

براساس نتایج حاصل از محاسبات جدول‌های ۴ و ۵ کلیه سری‌های زمانی مورد استفاده در فرم اصلی نایستا هستند. ولی تفاضل اول آن‌ها، فرآیندی ایستا تولید می‌کند. لذا می‌توان اظهار کرد که سری‌های یاد شده از فرآیند ایستای درجه اول تبعیت می‌کنند.

جدول ۴: بررسی ایستایی سری‌های زمانی با بهره‌گیری از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر

نتیجه بررسی	مقدار آماره			متغیر
	بدون عرض از مبدأ و روند	شامل عرض از مبدأ و روند	شامل عرض از مبدأ	
سری نایستاست	۰/۶۷۵۳	-۰/۸۶۷۰	-۱/۱۵۸۳	LPOIL
سری نایستاست	۰/۰۱۱۴	-۵/۷۷۸۴	-۲/۷۲۵۰	Lgr
سری نایستاست	-۰/۱۶۸۳	-۵/۵۶۴۲	-۲/۴۶۵۷	LM2BDR
سری نایستاست	-۰/۲۷۹۰	-۵/۵۲۵۱	-۲/۲۳۴۳	LOMR
سری نایستاست	۴/۷۳۹۹	-۰/۴۴۱۹	-۲/۳۶۱۴	LGDPNO
سری نایستاست	۱/۰۷۶۵	-۱/۷۲۳۰	۰/۰۴۴۹	CPI61
				مقدار بحرانی جدول DF
	-۲/۶۲۶۱	-۴/۲۲۴۲	-۳/۶۱۷۱	در سطح معنی‌داری ۱٪
	-۱/۹۵۰۱	-۳/۵۳۴۸	-۲/۹۴۲۲	در سطح معنی‌داری ۵٪
	-۱/۶۲۰۵	-۳/۱۹۸۸	-۲/۶۰۹۲	در سطح معنی‌داری ۱۰٪

\* نتایج بررسی عمدتاً در سطح معنی‌داری ۵ درصد ملاک عمل هستند.

جدول ۵: بررسی ایستایی تفاضل اول سری‌های زمانی با بهره‌گیری از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر

نتیجه بررسی <sup>**</sup>	مقدار آماره			متغیر
	شامل عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند	شامل عرض از مبدأ	
سری LPOIL دارای فرآیند ایستایی (۱) است	-۵/۰۶۷۴	-۵/۴۰۶۹	-۵/۳۴۰۴	DLPOIL
سری Lgr دارای فرآیند ایستایی (۱) است	-۷/۸۰۸۹	-۷/۶۲۱۲	-۷/۷۲۶۹	DLgr
سری LM2BDR دارای فرآیند ایستایی (۱) است	-۷/۸۲۹۸	-۷/۶۶۳۰	-۷/۷۶۴۹	DLM2BDR
سری LOMR دارای فرآیند ایستایی (۱) است	-۷/۴۵۳۹	-۷/۲۷۳۰	-۷/۴۰۴۱	DLOMR
سری LGDPNO دارای فرآیند ایستایی (۱) است	-۲/۲۶۶۴	-۳/۴۴۴۸	-۳/۰۸۸۸	DLGDPNO
سری CPI61 دارای فرآیند ایستایی (۱) است	-۵/۱۰۳۰	-۵/۴۲۶۵	-۵/۲۸۶۴	DCPI61
مقدار بحرانی جدول DF				
در سطح معنی‌داری ۱٪	-۲/۶۲۸۰	-۴/۲۲۲۴	-۳/۶۲۲۸	
در سطح معنی‌داری ۵٪	-۱/۹۵۰۴	-۳/۵۲۸۶	-۲/۹۴۴۶	
در سطح معنی‌داری ۱۰٪	-۱/۶۲۰۶	-۳/۲۰۰۹	-۲/۶۱۰۵	

توضیح: حرف  $D$  در ابتدای هر سری زمانی مؤید تفاضل اول آن سری است.

\* نتایج بررسی در حالت کلی در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنی‌داری ملاک عمل هستند.

## تعیین طول وقفه مطلوب

جدول ۶: مقادیر آماره AIC مدل‌های مورد استفاده

مدل	طول وقفه	مقدار آماره AIC	دترمینان ماتریس V-C
مدل با متغیر	۱	۵/۰۱۰۲۱	۰/۰۰۱۹۷
نقدینگی به استثنای	۲	۵/۹۸۷۴	۰/۰۰۰۲۱۹
کسری بودجه	۳	۵/۶۹۸۰	۰/۰۰۰۰۸۶۴
مدل با متغیر	۱	۵/۵۱۹۳	۰/۰۰۱۱۸۴
پول بیرونی	۲	۷/۲۳۶۵	۰/۰۰۰۰۶۲۸
	۳	۶/۷۵۹۱	۰/۰۰۰۰۲۹۹

همان‌گونه که در جدول مشاهده می‌شود، طول وقفه یک برای هر دو مدل مناسب به نظر می‌رسد.

## همگرایی مدل‌ها

جدول ۷: همگرایی در مدل‌های سیستم اول

مدل	آماره انگل - گرنجر	نتیجه بررسی**
LPOIL	-۵/۸۴۷۰	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
Lgr	-۵/۸۷۳۱	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
LM2BDR	-۵/۸۸۶۰	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
LGDPNO	-۶/۰۳۶۸	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
CPI61	-۵/۶۵۹۷	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست

\* مقادیر آماره EG در سطوح معنی‌داری یک درصد -۶/۰۰۲۱، پنج درصد -۵/۱۸۹۰ و ده درصد -۴/۷۹۵۰ است.

جدول ۸: همگرایی در مدل‌های سیستم دوم

مدل	آماره انگل - گرنجر	نتیجه بررسی**
LPOIL	-۵/۵۴۱۳	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
Lgr	-۶/۰۹۸۶	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
LOMR	-۵/۸۱۶۳	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
LGDPNO	-۶/۰۳۱۱	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست
CPI61	-۵/۴۹۲۵	در سطح معنی‌داری ۵ درصد مدل همگراست

\* مقادیر آماره EG در سطوح معنی‌داری یک درصد -۶/۰۴۸۹، پنج درصد -۵/۲۱۸۰ و ده درصد -۴/۸۱۶۸ است.

براساس نتایج ارائه شده در جدول‌های ۷ و ۸ همه مدل‌ها همگرا شده‌اند و اثر نایستایی سری‌های زمانی در پسماند مدل‌ها از بین رفته است.

### برآورد مدل و تفسیر نتایج

شوکی به میزان یک انحراف استاندارد بر یک متغیر وارد شده و سپس اثر این شوک که طی فرآیند سیستم به سایر متغیرها منتقل می‌شود، مورد تحلیل قرار می‌گیرد. همان‌گونه که نمودار A (در مجموعه نمودارهای ۴) نشان می‌دهد، شوک نفتی به میزان  $0/23$  طی زمان و در قالب مدل مورد استفاده، رفتاری میرا از خود نشان می‌دهد؛ به‌طوری که در دوره بعد به  $0/183$  و... و در دوره پنجم به  $0/085$  کاهش می‌یابد. این شوک لگاریتم مخارج دولتی واقعی را در دوره اول به  $0/082$  افزایش می‌دهد و طی فرآیندی نوسانی روندی میرا را طی می‌کند. اثر شوک وارده بر قیمت نفت خام روی لگاریتم نقدینگی واقعی قدری متفاوت است، به‌طوری که در دوره بروز آن مقدار نقدینگی به  $-0/026$  می‌رسد و سپس در دوره‌های بعدی طی یک حرکت نوسانی افزایش و سپس کاهش می‌یابد و از میزان اثر آن کاسته می‌شود.

شوک مزبور بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت هم اثری جالب توجه دارد. این متغیر در پاسخ به شوک وارده بر بخش نفت در دوره اول به  $0/019$  افزایش می‌یابد و به افزایش خود ادامه می‌دهد تا در دوره سوم به  $0/038$  می‌رسد. سپس شروع به کاهش می‌کند و روندی میرا از خود نشان می‌دهد. شوک نفتی سبب کاهش شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در دوره اول به میزان  $-0/065$  می‌شود ولی در دوره بعدی افزایش آن را سبب می‌گردد و طی فرآیندی نوسانی پس از طی افزایش و کاهش متوالی از بین می‌رود.

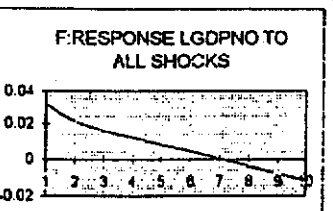
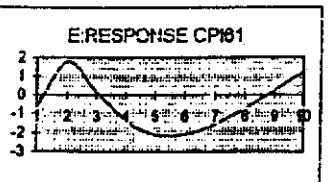
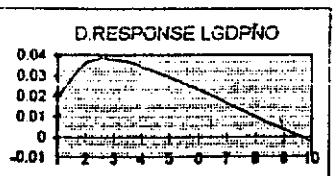
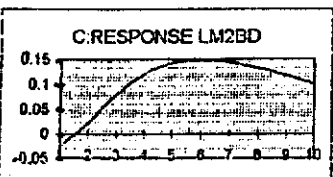
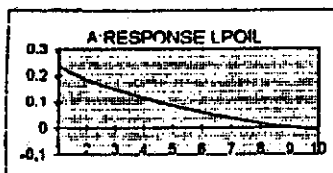
زمانی که شوک‌های نفتی، پولی، مالی و اسمی (شاخص CPI) همزمان اتفاق می‌افتند، لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت از مقدار  $0/03$  در دوره اول و همزمان با وقوع شوک‌ها به سمت صفر در دوره‌های بعدی متمایل می‌شود. نمودارهای B تا E از مجموعه نمودارهای شماره ۴ مطالب یاد شده را به تصویر کشیده‌اند. نمودار F نیز اثر همزمان شوک‌های یاد شده را به تصویر کشیده است.

در مدل دوم که حاوی متغیر لگاریتم پول بیرونی است، وقوع شوکی نفتی به میزان یک انحراف استاندارد سبب افزایش لگاریتم مخارج دولتی در همان دوره به میزان  $0/12$  می‌شود و سپس طی فرآیندی نوسانی اثر آن از بین می‌رود. این شوک بر لگاریتم پول بیرونی هم اثری مشابه دارد، یعنی در دوره اول آن را به میزان  $0/035$  افزایش می‌دهد و سپس کاهش می‌یابد.

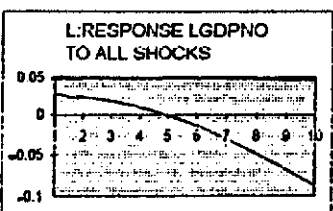
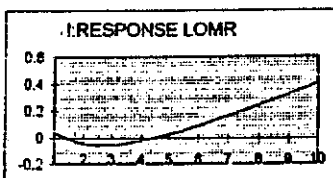
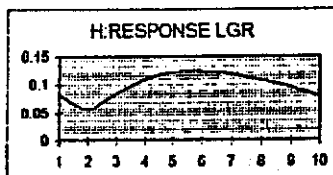
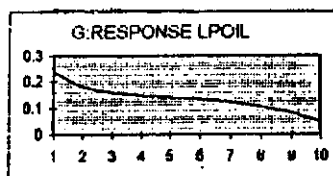


مجموعه نمودارهای ۴: اثر شوک‌های تکنی و گروهی بر سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل‌ها

مدل اول



مدل دوم



شوگ قیمتی نفت خام جهش تولید را به میزان  $0/02$  در دوره اول سبب می‌شود و آن را تا دوره ششم افزایش می‌دهد و سپس از دوره هفتم از تأثیر شوگ یاد شده بر لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت کاسته می‌شود.

شوگ مزبور بر شاخص CPI اثری مثبت و میرا طی فرآیندی نوسانی دارد، به طوری که مقدار آن را در دوره اول به میزان  $1/06$  افزایش می‌دهد و در دوره دوم آن را به  $2/93$  می‌رساند و سپس کاهش آن را سبب می‌شود. نمودارهای  $G$  تا  $K$  حاوی موارد یاد شده هستند.

اثر وقوع همزمان شوگ‌های نفتی، پولی، مالی و اسمی بر تولید هم در نمودار  $L$  به تصویر کشیده شده است. بر این اساس شوگ‌های مزبور تولید را در دوره اول به  $0/30$  افزایش می‌دهند و سپس کاهش تأثیر بر این متغیر را در دوره‌های بعدی به همراه می‌آورند.

تجزیه واریانس لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت در دو مدل برآوردی، ابزاری کارآمد در باب پیش‌بینی عوامل مؤثر بر این متغیر طی مدل‌های مورد آزمون ارائه می‌دهد. نمودارهای ۵ و ۶ بر این اساس تنظیم شده‌اند.

همان گونه که از نمودار شماره ۵ آشکار است، در مدل اول اثر بخش نفت بر تولید در دوره‌های اول و دوم نسبت به متغیرهای پولی و مالی بیشتر است و در بین سیاست‌های مدیریت تقاضا، سیاست مالی نسبت به پولی اثرگذاری بیشتری را بر تولید طی زمان نشان می‌دهد.

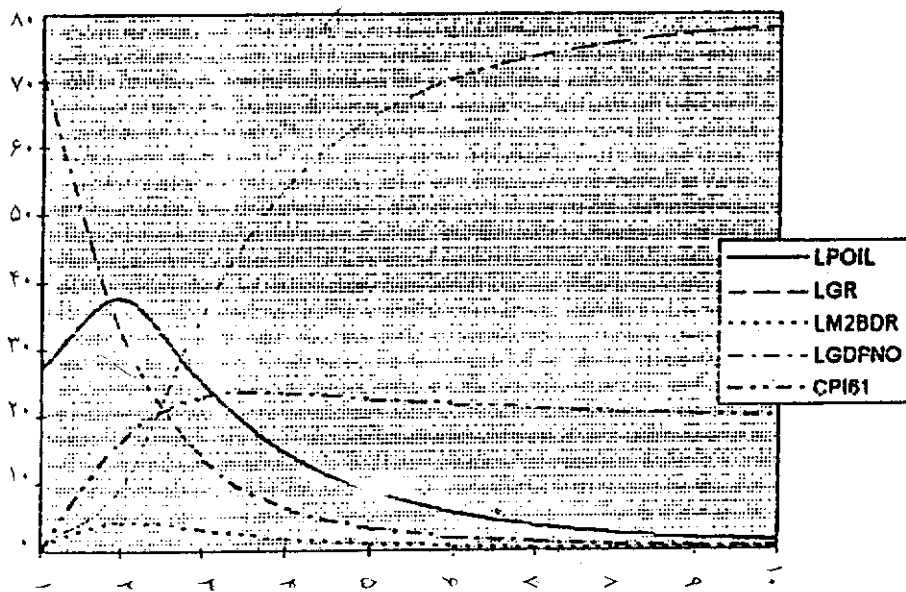
در مدل دوم هم که نمودار شماره ۶ اطلاعات آن را به تصویر کشیده است، نتایجی مشابه مدل اول ملاحظه می‌شود. یعنی باز هم شوگ نفتی در دوره‌های اول اثری قابل توجه به تولید دارد و با گذشت زمان از میزان تأثیر آن کاسته می‌شود. همچنین سیاست مالی در مقایسه با سیاست پولی طی زمان اثرگذاری بیشتری را از خود نشان می‌دهد.

بررسی نتایج برآورد مدل‌ها را در همین جا به پایان می‌بریم و در قسمت بعدی به جمع‌بندی نتایج حاصل از مطالعه ادوار اقتصادی ایران می‌پردازیم.

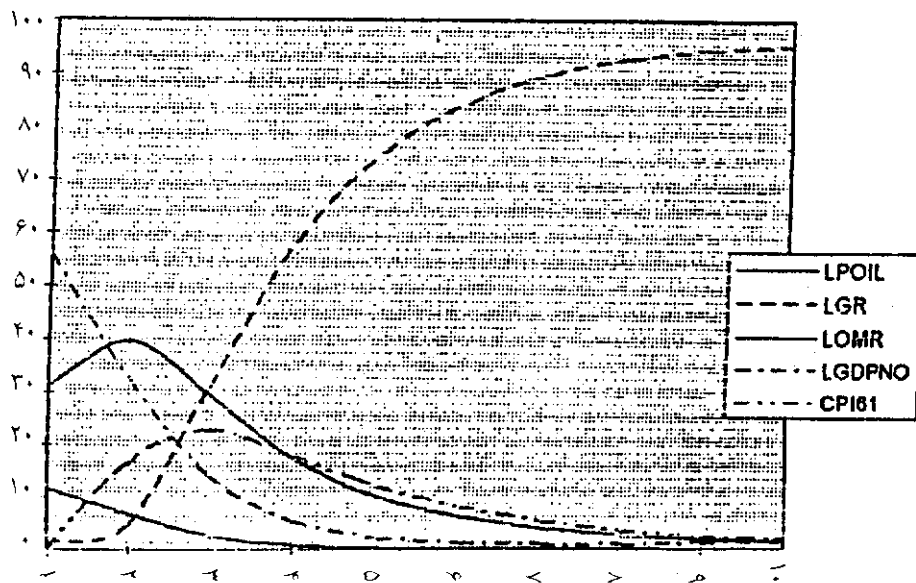
### جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در تبیین علل زمینه ساز بروز ادوار اقتصادی و تداوم آن، عوامل متنوعی معرفی شده است که از جمله آن‌ها نرخ‌های رشد یا انحراف از روند پول، اشتباه برآورد قیمت، وجود جانشینی بین دوره‌ای نیروی کار، پول‌های درونی و بیرونی، شکست‌های بازار، ناهمگنی در توزیع اطلاعات و شوگ‌های تکنولوژیکی را می‌توان نام برد.

نمودار ۵: تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی بدون نفت در مدل اول



نمودار ۶: تجزیه واریانس تولید ناخالص داخلی بدون نفت در مدل دوم



اما علی‌رغم آن، هنوز بر سر علل ایجاد و شیوع نوسانات اقتصادی توافقی میان اقتصاددانان حاصل نشده است. در این بررسی نوع و نحوه تأثیر و تأثر چهار متغیر شوک‌های قیمتی نفت خام، سیاست‌های پولی (نقدینگی و پول بیرونی)، سیاست‌های مالی خالص و تورم بر ادوار تجاری ایران که تولید ناخالص داخلی بدون نفت را شناسه آن گرفتیم، مطالعه شد که این نتایج حاصل شد:

۱. براساس معیار هودریک - پرسکات ادوار اقتصادی ایران با متوسط  $2/7$  سال در فاصله زمانی  $3/5-1/9$  سال رخ می‌دهند. دانستن این مطلب و افزودن این نکته که ادوار اقتصادی یاد شده از نظم زمانی برخوردارند، می‌تواند بیش‌ی کاربردی به سیاست‌گذاران اقتصادی به منظور مدیریت بهتر نوسانات تجاری بدهد و از بروز رکودهای گسترده در فعالیتهای اقتصادی جلوگیری کند.

۲. نتایج حاصل از شوک نفتی در مدل با نقدینگی بدون کسری بودجه حکایت از میرایی این شوک در اقتصاد ایران داشت. اثر شوک یاد شده بر مخارج دولتی مطابق انتظار مثبت بود ولی بر نقدینگی اثری منفی در دوره اول و مثبت طی دوره‌های بعدی داشت. این امر شاید به دلیل رفع تنگنای مالی دولت در هنگام بروز شوک‌های مثبت نفتی و نیاز کمتر به اجرای سیاست بسط پولی به منظور تحرک بخشیدن به فعالیتهای اقتصادی باشد. به هر حال، شوک نفتی جهش مثبت تولید را سبب می‌شود و این اثرگذاری در کوتاه مدت روندی افزایشی از خود نشان می‌دهد. شاخص قیمت‌ها نیز در این مدل به علت انقباض پولی در دوره اول و علی‌رغم انبساط مالی ایجاد شده کاهش می‌یابد. هر چند در دوره‌های بعدی این کاهش به دلیل غلبه سیاست‌های مالی به افزایش تبدیل می‌گردد.

۳. در باب مدل با پول بیرونی نتایجی مشابه در رفتار مخارج دولتی و تولید بدون نفت بر اثر شوک مثبت نفتی مشاهده می‌شود. ولی عکس‌العمل پول بیرونی که منبع عمده افزایش پول در ایران بوده است، با مدل قبلی متفاوت است.

در این مدل، شوک نفتی پول بیرونی را نیز همچون مخارج دولتی افزایش می‌دهد. افزایش این نوع پول به دلیل آن که ازدیاد ثروت بخش خصوصی را به همراه دارد، می‌تواند سبب تورم شوم که مدل نیز مؤید آن است.

دوگانگی موجود در رفتار بخش پولی طی مدل‌های استفاده شده ریشه در آمارهای موجود و ضعف تکنیک‌های اقتصادسنجی در جداسازی اثر هر متغیر و تبیین آن به‌طور خالص دارد به هر حال، به نظر می‌رسد که بهره‌مندی از پول بیرونی به جای نقدینگی تا حدی از این معضل کاسته است.

۴. زمانی که شوک‌های همزمان نفتی، پولی و مالی و اسمی در مدل اول وارد می‌شوند، جهش تولید در دوره شوک و کاهش دامنه افزایش طی دوره‌های بعدی ملاحظه می‌شود. در مدل دوم نیز رفتاری مشابه در

تولید بدون نفت بر اثر شوک‌های مزبور مشاهده می‌شود. این امر حکایت از آن دارد که وقوع شوک نفتی و بهره‌مندی از ابزارهای پولی و مالی به‌طور همزمان، نتیجه‌ای همسان بر تولید بخش بدون نفت دارد.

۵. آنچه از تجزیه واریانس تولید بدون نفت طی دو مدل مورد استفاده مشاهده می‌شود، گواه تأثیر قوی شوک‌های نفتی طی دوره‌های کوتاه مدت و میان مدت بر فعالیت‌های اقتصادی است.

در این میان سیاست مالی طی روند میان مدت اثری قوی‌تر از اهرم پولی بر تولید بدون نفت نشان می‌دهد. بنابراین به‌منظور تقلیل آثار سوء شوک‌های نفتی بر فعالیت‌های اقتصادی و احتراز تعمیق رکود در جامعه، پیش‌بینی وقوع آن و استفاده مقتضی از سیاست مالی در میان مدت بسیار مطلوب‌تر جلوه می‌نماید تا بهره‌مندی از سیاست پولی. هر چند در کوتاه مدت و برای مدیریت سالانه اقتصاد، بهره گرفتن از سیاست پولی مبتنی بر پول بیرونی تأثیر افزون‌تری از سیاست مالی دارد.

در خاتمه، یادآوری این نکته خالی از فایده نیست که شرط اعمال سیاست مناسب در مواجهه با هر بحرانی داشتن چشم‌اندازی صحیح از نحوه وقوع آن است و این امر در باب نوسان‌های اقتصادی محقق نمی‌شود، مگر این که متغیرهای شناخته شده پیشرو، همزمان و پسر و ادوار تجاری به دقت تحت مطالعه باشد و هر تغییر نامطلوب آن که نشان وقوع رکود بر فعالیت‌های اقتصادی است با اعمال سیاست‌های بهینه مدیریت تقاضا تعدیل شود.

## مآخذ

### الف) فارسی

برانسون، ویلیام اچ، تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، تهران، نشر نی، چاپ اول، ۱۳۷۳.

دانشگاه علامه طباطبائی، «ترجمه چند مقاله پایه‌ای در اقتصاد کلان - مجموعه شماره ۲»، تهران، دانشکده اقتصاد، فروردین ۱۳۷۵.

جلیلی خشنود، جلیل، آمار و احتمالات و کاربرد آن در مدیریت، تهران، انتشارات دانشگاه آزاد، ۱۳۷۵.  
طیبیان، محمد، اقتصاد کلان: اصول نظری و کاربرد آن، تهران، وزارت برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی - اجتماعی و انتشارات، چاپ سوم، ۱۳۶۶.

فرهنگ، منوچهر، فرهنگ علوم اقتصادی (انگلیسی - فارسی)، تهران، نشر نو، چاپ ششم، ۱۳۶۹.

وزارت امور اقتصادی و دارایی، گردآوری و تنظیم آمارهای اقتصادی، ۷۴-۱۳۳۸، تهران، معاونت امور اقتصادی، ۱۳۷۶.

مثنوی، غلامرضا، «دوشی برای تحلیل نوسانات اقتصادی ایران»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، ۱۳۷۴.

نبلی، مسعود، و حسن درگاهی، «تحلیل وضعیت رکودی اقتصاد ایران بر مبنای نظریات چرخه‌های تجاری و ارائه راهکارهای لازم»، مجموعه مقالات هشتمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، بانک مرکزی ج.ا.ا.، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی، تابستان ۱۳۷۷.

#### ب) انگلیسی

- Organization of the Petroleum Exporting Countries, "Annual Ststisical Bulletin", 1997.
- Chaocha, Bankim & Eswar Prasad, "Real Exchange Rate Fluctuations and Business Cycle: Evidence From Japan", IMF Staff Papers, 1997/44/3, pp. 328-55.
- Hodrick, R., Prescott, E.C., "Post War Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997 (29), pp. 361-368.
- King Robert, G., "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17 (1-2), Jan. March 1993, pp. 207-31.
- King Robert, G. Charles I. Plosser, James H. Stock, & Mark W., Watson, "Stocnastic Trends and Economic Fluctuations", *The American Economic Review*, 81 (4), Sep. 1991, pp. 819-40.
- Razzak, W., "The Hodrick - Prescott Technique. A Smoother Versus a Filter: An Application to New Zealand GDP", *Economics Letter*, 57 (2), Dec. 1997, pp. 163-8.
- Sims, C., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 18, 1980, pp. 1-48.