# فقدان استقلال در سیاست پولی و نقش نوسانات قیمت نفت بر سیاست‌های پولی و مالی در ایران

**اکبر کمیجانی**
استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
**حسین کاوند**
دکتری اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
**حسین عباسی‌نژاد**
دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۱/۱۹
تاریخ تأیید: ۸۹/۰۲/۰۹

## چکیده

**دراین مقاله سعی شده است ضمن بررسی استقلال سیاست پولی، علل ضعف آن و نقش عوامل مؤثر بر آن معرفی شوند. به نظر می‌رسد که به علت تثبیت نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران و عدم واکنش آن به نوسانات متغیرهای اسمی، نقش بانک مرکزی از شکل یک عنصر فعال[1] منحرف و در عمل به سمت یک عنصر غیرفعال[2] مبدل شده است.** برای این منظور بر اساس داده‌های فصلی، قاعده پولی تیلور برای اقتصاد ایران مورد آزمون قرار گرفت. بر اساس نتایج، اگرچه ضریب واکنش نرخ سود به انحرافات تورم از مقدار هدف آن، از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد اما مقدار عددی آن نزدیک به صفر بوده و بر اساس ادبیات، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ سود عملاً واکنشی به این انحرافات تورمی از خود نشان نداده است. با توجه به مشکلات ساختاری بودجه عمومی ایران و اثرپذیری شدید آن از نوسانات قیمت‌های نفت، لذا، درآمدهای نفتی عملا سیاست‌های مالی را تحت تأثیر قرار داده و در راستای آن بانک مرکزی و سیاست‌های پولی نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرند. بر اساس نتایج این مقاله، جزء سیکلی متغیرهای پولی، اجزای پایه پولی و سطوح قیمت‌ها همگی به طور قوی تحت تأثیر جزء سیکلی نوسانات درآمدهای نفتی دولت قرار می‌گیرند و بخشی از این متغیرها به طور همزمان و بقیه با یک وقفه یک ساله به نوسانات درآمدهای نفتی واکنش نشان می‌دهند. برای بررسی این موضوع در بلند مدت نیز از رهیافت هم‌انباشتگی استفاده شد. بر اساس این رهیافت مشخص شد که در بلند مدت، سطح قیمت‌ها به شدت تحت تأثیر کسری‌بودجه دولت و خالص حساب دارایی‌های خارجی بانک مرکزی قرار داشته و دو متغیر اخیر در بلند مدت نه تنها در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند، بلکه هر دو به طور مستقیم و غیر مستقیم تحت تأثیر قیمت‌های نفت می‌باشند. همچنین نتایج مربوط به توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای خالص دارایی‌های خارجی، کسری بودجه دولت، نقدینگی و شاخص ضمنی تولید در واکنش به یک شوک مثبت نفتی، تطابق زیادی با شواهد آشکار شده در اقتصاد ایران دارند.

**واژگان کلیدی: نوسانات قیمت‌های نفت، سیاست مالی فعال، سیاست پولی غیر فعال، هم حرکتی سیکلی، تحلیل هم‌انباشتگی**
**طبقه‌بندی موضوعی: E31, E42, E58**

1. Active
2. Passive

## مقدمه

به طور خلاصه بررسی‌های مختلف انجام شده در اقتصاد ایران نشان می‌دهند که افزایش حجم نقدینگی نتوانسته است به دلیل مسائل ساختاری اقتصاد، سرمایه‌گذاری و نتیجتاً تولید را تحریک نماید. به عبارت دیگر حجم نقدینگی فقط از طریق افزایش قیمت‌ها اثر خود را در سمت تقاضا باقی می‌گذارد. بنابراین به نظر می‌رسد که بایستی بین نقش بانک مرکزی و سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران با اقتصادهای توسعه یافته تفاوت وجود داشته باشد. اگر چه دلایل مرتبط با اختلاف بین ساختار اقتصادی در ایران و کشورهای دیگر را می‌توان به عنوان یک گزینه برای توضیح آن پیشنهاد نمود، اما به نظر می‌رسد که وابستگی درآمدهای دولت به درآمدهای نفتی یکی از مهم‌ترین علل عدم استقلال بانک مرکزی و در نتیجه بی اثر بودن سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران بشمار آید. در صورت تأیید چنین فرضیه‌ای می‌توان بیان داشت که استقلال بانک مرکزی به علت سلطه دولت بر آن مخدوش شده‌است و این سلطه نیز عمدتاً سرچشمه در وابستگی شدید درآمدهای دولت به درآمدهای نفتی و نوسانات قیمت نفت دارد. در چنین حالتی، به نظر می‌رسد که قاعده‌های پولی که توسط مدل‌سازان اقتصادهای توسعه یافته برای گسترش مدل‌های ادوار تجاری واقعی در جهت گنجاندن پول در این مدل‌ها معرفی می‌شوند، برای اقتصاد ایران قابلیت کاربردی نداشته و نیاز باشد که ساختار پولی اقتصاد ایران به طور واقعی‌تر در این مدل‌ها تعریف شود. برای بررسی این موضوع، ابتدا سعی شده است که در کنار معرفی قاعده تجربی تیلور که امروزه نقش بسیار مهمی در هدایت سیاست‌های پولی و مدل‌سازی دارد، کارایی آن را برای اقتصاد ایران بررسی کرده و نقش بانک مرکزی به عنوان یک عنصر فعال یا غیرفعال در سیاست‌های پولی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. در کنار این امر، به طور گذرا نحوه کنترل تورم و رابطه آن با تغییرات حجم پول در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار خواهد گرفت و نشان داده می‌شود که ماهیت تورم در اقتصاد ایران از کنترل بانک مرکزی خارج بوده و یک امر ساختاری می باشد. به عبارت دیگر، چه در زمانی که دولت با کاهش قیمت نفت و کسری بودجه مواجه می‌باشد و چه در زمانی که دولت با افزایش قیمت نفت و مازدا بودجه مواجه می‌باشد، در هر دو حالت تورم در اقتصاد ایران مطرح شده است. برای این امر، با توجه به اجزای تشکیل دهنده پایه پولی، چه بر اساس طرف منابع و چه بر اساس طرف مصارف آن، نقش بانک مرکزی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. پس از آن هم حرکت‌های مربوط به سیکل‌های تجاری متغیرهای پولی و مالی و درآمدهای نفتی اقتصاد ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت با استفاده از رهیافت هم‌انباشتگی روابط بلند مدت بین متغیرهای پولی و مالی اقتصاد ایران استخراج شده و اثر یک شوک مثبت بر درآمدهای نفتی دولت بر روی کسری بودجه و حجم پول مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

## ۱- قاعده پولی تیلور و میزان کارآمدی آن برای اقتصاد ایران

قاعدهٔ پولی تیلور یکی از قواعد پولی است که بانک‌های مرکزی می‌توانند با تبعیت از آن، فرایند عملیات بازار باز را هدایت و کنترل کنند. در زیر این قاعده معرفی و برای اقتصاد ایران آزمون خواهد شد.

### ۱-۱- قاعده پولی تیلور

دردهه گذشته، قاعده معروف تیلور[1] (۱۹۹۳)، منجر به انجام تحقیقات گسترده‌ای در مورد چگونگی هدایت و جهت‌دهی سیاست‌های پولی شده است. به عنوان مثال می‌توان به تحقیقات فر[2] (۱۹۹۹)، کوزیکی[3] (۱۹۹۹)، سونسن[4] (۲۰۰۱) و اورفانیدز[5](۱۹۹۶)، اشاره نمود. بر طبق قاعده تیلور نرخ سود کوتاه‌مدت می‌بایست تابعی از نرخ تورم جاری (یا انتظاری) و شکاف تولید باشد. او برای کشور آمریکا ضریب انحراف تورم و شکاف تولید را به ترتیب برابر با ۱.۵ و ۰.۵ معرفی می‌کند[6].

قاعده تیلور (۱۹۹۳) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$i_t = \beta_c + \beta_\pi \pi_t + \pi^* + \beta_y y_t + y^* \qquad (۱)$$

که در آن $i_t$ نرخ سود کوتاه‌مدت، $\pi_t$ و $\pi^*$ به ترتیب نرخ تورم و نرخ تورم هدف[7] و $y_t$ لگاریتم تولید واقعی و $y^*$ نیز بیانگر لگاریتم تولید بالقوه واقعی که اشاره به سطحی از تولید دارد که اگر قیمت‌ها و دستمزدها منعطف می‌بودند این سطح از تولید حاصل می‌شد[8]. لازم بذکر است که تیلور از میانگین تورم در چهار دوره قبل به عنوان معیاری از تورم هدف استفاده کرده است. اما مطالعات بعدی بنا به مقتضیات، هرکدام این بخش را به مقدار نیاز تعدیل کرده‌اند.

عبارت داخل پرانتز دوم در سمت راست معادله ۱ بیانگر شکاف تولید (یا همان نسبت انحراف از تولید بالقوه) می‌باشد که برای محاسبه آن معمولاً از روش‌های محاسبه جزء سیکلی یک متغیر استفاده می‌شود (مثلاً هدریک – پرسکات). با بکارگیری رهیافت روندزدایی هدریک – پرسکات برای لگاریتم تولید، در واقعیت متغیر $\hat{y}_t = \frac{Y_t - Y^*}{Y^*} \approx y_t - y^*$ که بیانگر نسبت

1. Taylor (1993)
2. Fair (1999)
3. Kozicki (1999)
4. Sevensson 2001
5. Orphanides (1996)
6. Taylor (1993)
7. Target Inflation
۸. برای اطلاع بیشتر در مورد مفهوم تولید بالقوه و روش اندازه‌گیری آن برای اقتصاد ایران به مقاله کاوند و باقری (۱۳۸۶)، مراجعه شود.

انحراف از تولید بالقوه می‌باشد، به عنوان یک تقریب مورد استفاده قرار می‌گیرد. بنابراین معادله ۱ را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$r_t = \beta_c + \beta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta_y y_t \qquad (۲)$$

ضریب $\beta_c$، بیانگر مجموع نرخ سود واقعی تعادلی[۱] و نرخ تورم می‌باشد و نشان می‌دهد در صورتی که انحراف تورم از مقدار هدف آن و انحراف تولید از مقدار بالقوه آن وجود نداشته باشد، این مقدار سود اسمی توسط بانک مرکزی تعیین خواهد شد.

لازم بذکر است در صورتی که ضریب انحراف تورم از مقدار هدف آن ( $\beta_\pi$ ) بزرگتر از یک باشد به معنی فعال بودن سیاست پولی می‌باشد، چرا که در این حالت بانک مرکزی در واکنش به تورم ایجاد شده نرخ سود را تغییر میدهد تا بدین وسیله به طور درونزا عرضه پول را تحت تأثیر قرار دهید.

کلریدا ودیگران (۱۹۹۸)، این حالت را هدفگیری آرام تورم[۲] نیز معرفی کرده‌اند. به عقیده آن‌ها در صورت فعال بودن سیاست پولی ( $\beta_\pi$ بزرگتر از یک باشد)، بانک‌های مرکزی از طریق تغییر در نرخ‌های سود، انحرافات تورمی را کنترل خواهند کرد. در این حالت، با افزایش نرخ سود اسمی به مقداری بیشتر از نرخ تورم، نه تنها تقاضای پول کاهش می‌یابد بلکه نرخ سود واقعی نیز افزایش می‌یابد و درصورت وجود چسبندگی قیمت و دستمزد، بخش واقعی اقتصاد نیز در کوتاه مدت به طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد. این رفتار بانک‌های مرکزی، برای کشورهایی که آن‌ها مورد مطالعه قراردادند (آلمان، ژاپن، آمریکا، انگلیس، ایتالیا و فرانسه)، از نظر آماری معنی‌دار بوده است. در این مطالعه قواعد پولی برآورد شده کاملاً متمرکز بر روی کنترل تورم از طریق نرخ سود بوده‌اند. مطالعه کلریدا و دیگران (۱۹۹۸) همچنین نشان می‌دهد که با فرض ثبات تورم انتظاری، هر کدام از کشورهای فوق در واکنش به شکاف تولید نیز مقداری نرخ سود را تغییر داده‌اند.

در رابطه (۲) در صورتی که ضریب $\beta_\pi$ کمتر از یک باشد، سیاست پولی را غیر فعال گویند. برای روشن‌تر شدن مفهوم غیر فعال بودن سیاست پولی، فرض شود که در حالت حدی، اقتصاد از مقدار بالقوه خود انحرافی نداشته باشد ( $y_t$ ) و $\beta_\pi$ برابر صفر باشد. همچنین می‌دانیم که تقاضای پول واقعی تابعی از نرخ سود اسمی و تولید واقعی $y_t$ می‌باشد که در زیر فرض شده است تولید واقعی ثابت باشد.

به عبارت دیگر داریم:

$$m_t = (\frac{M_t}{P_t}) = f(y, r_t) \qquad (۳)$$

۱. برای اطلاع بیشتر در مورد نحوهٔ محاسبهٔ نرخ سود تعادلی به مطالعهٔ شاهمرادی و دیگران (۱۳۸۸)، مراجعه شود.

2. Soft-Hearted Inflation Targeting

که درآن $r_t$ بیانگر نرخ سود اسمی است. بنابراین اگر نرخ سود هیچ واکنشی به انحرافات نرخ تورم در رابطه (۲) از خود نشان ندهد، سمت راست معادله فوق ثابت خواهد ماند. با توجه به اینکه افزایش تورم به معنی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در دوره نسبت به دوره قبل می‌باشد، لذا با ثبات سمت راست معادله (۳) و افزایش مخرج سمت چپ این معادله، می‌بایست حجم پول نیز به همان میزان نرخ تورم ایجاد شده نسبت به دوره قبل رشد کند که این امر در نهایت منجر به افزایش حجم پول اسمی در دوره نسبت به دوره قبل می‌گردد. لذا در چنین حالتی گفته می‌شود که سیاست‌گذاران پولی در افزایش حجم پول کنترل خاصی ندارند. همچنین در این شرایط، بر اثر افزایش تورم و در نتیجه نااطمینانی حاصله بر تولید واقعی، ممکن است سیاست پولی اثر منفی داشته و در نتیجه به طور غیرمستقیم تورم را در بلند مدت تشویق کند.

همچنین مطالعات زیادی در مورد فعال بودن یا غیر فعال بودن قاعده سیاست پولی و میزان تأثیرپذیری اقتصاد به وسیله قواعد مختلف، صورت گرفته است که در این میان می‌توان به مطالعات بن‌حبیب و دیگران[1] (۱۹۹۸) و برنانک و گرتل[2] (۲۰۰۰)، اشاره داشت.

در صورتی که ضریب شکاف تولید ( $\beta_y$ ) بزرگتر از ضریب انحراف تورمی باشد بدین معنی است که شکاف تولید و یا نرخ بیکاری در سیاست‌گذاری پولی اهمیت بیشتری داشته است. به عبارت دیگر بزرگتر بودن ضریب هر کدام از اجزای قاعده فوق بیانگر میزان اهمیت نسبی آن جزء برای سیاست‌گذاران پولی می‌باشد.

### ۱-۲- آزمون قاعده تیلور و سیاست پولی در اقتصاد ایران

برای بررسی قاعده پولی تیلور در اقتصاد ایران از داده‌های فصلی بانک مرکزی برای دوره ۱۳۸۴:۴-۱۳۶۷:۱ استفاده می‌شود[3]. برای این منظور تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت ( $\inf_{cpi}$ ) و تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص ضمنی تولید ( $_{gdp}$ )، به عنوان معیارهایی از تورم فصلی مورد استفاده قرار می‌گیرند. برای تورم هدف نیز مقدار میانگین تفاضل مرتبه اول لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (۰.۰۴۵)، در دوره مورد بررسی در نظر گرفته شده است.

1. Benhabib et al (1998)
2. Bernank and Gertler (2000)
۳. به علت عدم دسترسی به داده‌های انحرافات تولید براساس روش کالمن فیلتر برای سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶، تنها بر روی دوره مذکور تمرکز شده است. شایان ذکر است که استفاده از داده‌های این دو سال برای تولید داده‌های انحرافات تولید به روش هدریک - پرسکات و باکستر - کینک، و استفاده از آن‌ها در مدل مورد بررسی، تغییری در نتایج رگرسیون‌های مربوطه، ایجاد نکرده است.

برای شکاف تولید نیز از چهار روش مختلف برای محاسبه جزء سیکلی تولید –نسبت انحراف از تولید بالقوه ($y_t$)– استفاده شده است[1]: روش باکستر –کینگ ($y_{bk}$)، روش هدریک – پرسکات ($y_{hp}$)، روش کالمن فیلتر ($y_{kf}$) و روش روند زدایی ($y_{tr}$). شرح مربوط به داده‌های کالمن فیلتر و باکستر –کینگ برای استخراج جزء سیکلی تولید، در مطالعه عباسی نژاد و کاوند (۱۳۸۶) آورده شده است. همچنین برای بدست آوردن جزء سیکلی تولید به وسیله روند زدایی ($y_{tr}$)، ابتدا لگاریتم تولید واقعی را بر عرض از مبدا و روند برازش کرده و سپس پسماند حاصله، به عنوان جزء سیکلی ($y_{tr}$) در معادله ۲ مورد استفاده قرار می‌گیرد. نرخ سود نیز به صورت میانگین وزنی از سود انواع سپرده‌های کوتاه مدت و بلند مدت در دوره مورد بررسی در نظر گرفته شده است.

به علت اینکه در محاسبه جزء سیکلی توسط رهیافت باکستر و کینک مقداری از داده‌ها در ابتدا و انتهای دوره حذف می‌شوند، لذا مراحل بعدی تنها براساس سه روش دیگر محاسبه شکاف تولید ارائه می‌شود.

رگرسیون‌های حداقل مربعات معمولی برای برآورد قاعده تیلور (معادله ۲) زمانی که تورم بر حسب CPI در نظر گرفته شود، به صورت زیر می‌باشند:

$$r_t = 0.1 + 0.05*(\pi_t - 0.045) + 0.10\hat{y}_{hp} \qquad (۴)$$
$$(0.0)\quad (0.6)\qquad (0.2)\qquad R^2 = 0.02$$

$$r_t = 0.1 + 0.11*(\pi_t - 0.045) + 0.34\hat{y}_{kf} \qquad (۵)$$
$$(0.0)\quad (0.2)\qquad (0.0)\qquad R^2 = 0.23$$

$$r_t = 0.1 + 0.02*(\pi_t - 0.045) + 0.16\hat{y}_{tr} \qquad (۶)$$
$$(0.0)\quad (0.8)\qquad (0.0)\qquad R^2 = 0.11$$

مقادیر داخل پرانتز بیانگر سطح معنی داری[2] می‌باشند (مقادیر کمتر از ۰،۰۵ مورد نظر می‌باشند). بر اساس نتایج فوق، مشخص می‌شود که تنها ضریب مربوط به متغیر شکاف تولید ($y_t$) زمانی که از سری‌های کالمن –فلتر ($y_{kf}$) و روندزدایی ($y_{tr}$) استفاده شود، دارای اثر مثبت برروی نرخ سود می‌باشد. لازم بذکر است که اگر به جای نرخ تورم از میانگین چهار فصل قبل برای هرکدام از داده‌ها استفاده شود، باز هم ضریب تورم معنادار نخواهد بود ولی ضریب شکاف تولید تنها برای شکاف تولید کالمن –فیلتر در سطح ۵ درصد معنی‌دار و برابر با ۰،۳ خواهد بود. مشکل رگرسیون‌های فوق پایین

۱. برای اطلاع بیشتر در مورد شرح تئوریکی و چگونگی استخراج جزء سیکلی (شکاف تولید) به مطالعه عباسی نژاد و کاوند (۱۳۸۶) مراجعه شود.

2. P-Value

بودن مقدار ضریب $\rho$ [2] می‌باشد. بنابراین با توجه به چسبندگی بسیار شدید نرخ سود در طول دوره و یا به عبارت دیگر با توجه به هموار بودن[1] نسبی این نرخ، به نظر می‌رسد که تصریح فوق مناسب نباشد. این امر را می‌توان در وجود خودهمبستگی بین پسماندهای رگرسیون‌های فوق نیز مشاهده کرد. بنابراین با افزودن وقفه مرتبه اول نرخ سود (حالت تعمیم یافته قاعده تیلور، آیرلند[2] (۱۹۹۹)، به سمت راست معادلات فوق، نتایج زیر بدست می‌آیند:[3]

$$r_t = 0.1 + 0.07*(\pi_t - .045) + 0.03\hat{y}_{hp} + 0.88*r_{t-1} \qquad (۷)$$
$$(0.0)\quad (0.03)\qquad (0.2)\qquad (0.0)\qquad R^2 = 0.88$$

$$r_t = 0.1 + 0.07*(\pi_t - .045) + 0.09\hat{y}_{kf} + 0.86*r_{t-1} \qquad (۸)$$
$$(0.0)\quad (0.03)\qquad (0.05)\qquad (0.0)\qquad R^2 = 0.88$$

$$r_t = 0.1 + 0.07*(\pi_t - .045) + 0.02\hat{y}_t + 0.88*r_{t-1} \qquad (۹)$$
$$(0.0)\quad (0.05)\qquad (0.2)\qquad (0.0)\qquad R^2 = 0.88$$

نتایج حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی نرخ سود دوره قبل می‌باشند. با این حال مشاهده می‌شود که ضریب نرخ تورم در همه معادلات فوق در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد ولی مقدار اثرگذاری آن بسیار کوچک و قابل چشم پوشی است. همچنین در این حالت تنها در روش کالمن – فیلتر، شکاف تولید بر روی نرخ سود اثرگذار است که میزان اثرگذاری آن هرچند کوچک اما از تورم بیشتر است.لازم بذکر است که اگر به جای نرخ تورم از میانگین چهار فصل قبل برای هرکدام از داده ها استفاده شود، تنها ضریب $r_{t-1}$ در سه حالت فوق در سطح ۵ درصد معنی دار خواهد بود. اگر به جای نرخ تورم شاخص قیمت مصرف کننده از نرخ تورم مربوط به شاخص ضمنی GDP استفاده شود، نتایج مربوط به معنی‌داری ضرایب دقیقا با نتایج فوق یکسان خواهد بود که از آوردن آن در اینجا خودداری می‌شود.

بنابراین بر اساس مطالب فوق مشخص می‌شود که مقدار برآورد شده برای ضریب $\beta_\pi$ اگرچه از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد ولی مقدار عددی آن بسیار کوچک بوده و لذا به نظر می‌رسد که قاعده پولی تیلور در مورد ایران مورد استفاده قرار نگرفته است و تنها تا حد بسیار ضعیفی می-توان به واکنش نرخ سود به شکاف تولید اشاره نمود. این نتایج گواه بر آن است که بانک مرکزی ایران دارای استقلال بسیار کمی در دوره مورد بررسی بوده است و نقش بانک مرکزی عمدتاً به صورت غیر فعال بوده است.

1. Smooth
2 Ireland1999
۳. ضرایب خودهمبستگی سریالی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) نشان از خوبی برآورد بودند.

## ۲- حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد ایران

مطالعات مختلف نظرات متفاوتی در ارتباط با خنثایی پول در ایران دارند. در این زمینه می‌توان به مطالعه جلالی نائینی و شیوا (۱۳۷۲) اشاره نمود که به آزمون نظریهٔ بارو در اقتصاد ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که افزایش حجم پول و نقدینگی هیچ کمکی به رشد تولید نمی‌کند و باعث فشارهای تورمی نیز می‌گردد. ختائی و قدیمی‌نیا (۱۳۷۴) نیز با سودگیری از مدلی انعطاف‌پذیرتر نسبت به بارو در رابطه با هر دو فرض شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلائی و خنثائی پول، مدل وی را در رابطه با ایران و سایر کشورهای صادرکنندهٔ نفت و آسیای جنوب شرقی بکار گرفته و نشان دادند که در ایران پول خنثی نبوده و انتظارات نیز به صورت عقلائی شکل نمی‌گیرند. کمیجانی و منجذب (۱۳۷۵) به بررسی وجود توهم پولی بر اساس فرضیهٔ انتظارات عقلائی پرداختند و نتایج حاصل از تحقیقات آن‌ها نیز حاکی از وجود توهم پولی در اقتصاد ایران و عدم شکل‌گیری انتظارات به صورت عقلائی بود. مهرآرا (۱۳۷۷) از طریق تخمین یک مدل خود توضیح‌برداری (VAR) و استفاده از تجزیهٔ واریانس به بررسی تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران پرداخته است. متغیرهای مورد بررسی وی عبارت بودند از: لگاریتم قیمت، لگاریتم درآمد ملی، لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم شاخص قیمت کشورهای OECD. نتایج حاصله نشان داد که حجم پول تقریباً هیچ نقشی در نوسانات تولید نداشته، اما سهم نرخ ارز در بلند مدت ۷ درصد می‌باشد. این نتایج حاکی از برون‌زا بودن تولید در اقتصاد ایران داشت. عباسی نژاد و شفیعی (۱۳۸۳) نتیجه گرفتند که فقط سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده قادر به تأثیر گذاری بر تولید ملی هستند و سیاست‌های پولی پیش‌بینی شده از چنین قدرتی برخوردار نیستند. همچنین طیب‌نیا (۱۳۷۴) با استفاده از داده‌های مربوط به دوره ۱۳۴۰ تا ۱۳۷۰ بیان می‌دارد که هرچند تجربه ایران وجود تلازم و همبستگی مستقیم و معنی‌دار بین رشد عرضه پول و رشد قیمت‌ها را تأیید می‌کند، ولی برخلاف نظر پولیون این همبستگی یک به یک نمی‌باشد. بر اساس مطالعه او، به‌رغم اینکه در دوره بعد از انقلاب همبستگی بین رشد عرضه پول و تورم به نحو قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته است، اما یافته‌های او نشان می‌دهند که تورم یک پدیده صرف پولی نبوده بلکه آمیزه‌ای از مشکلات اجتماعی – اقتصادی و نهادی و مظهری از عدم تعادل‌های بنیانی کشور نظیر عدم توازن‌های ساختاری در بودجه بخش عمومی و تجارت خارجی می‌باشد. به طور خلاصه تأثیر افزایش حجم نقدینگی بر بخش واقعی اقتصاد ایران تقریباً بی اثر بوده (به‌خصوص در بلند مدت) و افزایش حجم نقدینگی نتوانسته است به دلیل مسائل ساختاری اقتصاد، سرمایه‌گذاری و نتیجتاً تولید را تحریک نماید. به عبارت دیگر حجم نقدینگی فقط از طریق افزایش قیمت‌ها اثر خود را در سمت تقاضا

باقی می‌گذارد. وجود این پدیده دست سیاست‌گذاران اقتصادی ایران را در هدف‌گذاری برای کنترل تورم از طریق کنترل حجم نقدینگی بدون نگرانی از انقباض بخش عرضه باز می‌گذارد. به عبارت دیگر می‌توان ادعا نمود که کاهش حجم نقدینگی سبب کاهش تولید نخواهد شد. به عنوان مثال، متوسط رشد نقدینگی در بین سال‌های برنامه سوم توسعه، بالا ولی نسبتاً پایدار حوالی ۲۷٪–۲۵٪ بوده است و در مقابل رشد تولید واقعی نیز نسبتاً پایدار و در حوالی ۶٪–۵٪ نوسان‌داشته است. اما رشد نقدینگی در سال ۱۳۸۵ به شدت افزایش یافته و به ۳۳،۲٪ می‌رسد ولی رشد تولید در همان ۶٪ باقی‌ماند. در سال ۱۳۸۶ نیز که رشد نقدینگی نسبت به سال ۱۳۸۵ کاهش یافته و به حدود ۲۵٪ می‌رسد، رشد تولید کماکان در حوالی ۶٪ نوسان داشته است.

همانطوری که بعدا نیز نشان داده خواهد شد، افزایش حجم نقدینگی پس از انقلاب اسلامی تا سال ۱۳۸۲ عمدتاً به دلیل افزایش حجم پایه پولی از طریق بسط خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی می‌باشد. افزایش حساب خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی ناشی از تأمین کسری بودجه دولت از طریق سیستم بانکی می‌باشد. به عبارت دیگر کسری بودجه دولت عمدتاً توسط استقراض از سیستم بانکی انجام گرفته است و این روش به مثابه انتشار پول جدید در اثر بسط پایه پولی می‌باشد. به نظر می‌رسد که به جای نگاه به کسری بودجه، شاید بهتر باشد علت اصلی تورم در سال‌های اخیر را مازاد بودجه دولت از درآمدهای پیش‌بینی نشده نفت تعبیر نمود. به عبارت دیگر به نظر می‌رسد که تجربه اقتصادی ما حاکی از آن است که نه تنها دولت در زمان کسری بودجه بلکه در زمان مازادهای قابل پیش‌بینی وغیر قابل پیش‌بینی درآمدهای نفتی نیز با مشکل تورم دست و پنجه نرم می‌کند. به عبارت دیگر حتی در دوره‌ای که درآمدهای نفتی روند افزایشی داشته است، کسری بودجه وجودداشته است و این کسری‌ها عمدتاً از طریق برداشت از درآمدهای نفتی تأمین شده که خود این امر موجب افزایش نقدینگی گشته است. لذا در بخش‌های بعدی سعی خواهد شد که ضمن بررسی اجزای پایه‌پولی و نحوه نوسانات پول و نقدینگی، مشخص شود که کدامین جزء از پایه پولی در طول دوره‌های مختلف، در تغییرات حجم پول اثر معنی‌دار داشته‌اند و آیا تغییرات اجزای پایه‌پولی، ارتباط معنی‌داری با وضعیت بودجه‌ای دولت و به خصوص درآمدهای نفتی و نوسانات قیمت نفت داشته‌است؟

### ۲-۱-اجزای پایه پولی، حجم پول، نقدینگی و ارتباط آن‌ها با متغیرهای نفتی

همانطوری که در بخش قبل نیز به آن اشاره شد، افزایش قیمت‌ها و تورم در ایران از یک منشاء پولی برخوردار است. به عبارت دیگر پس از تصویب قانون عملیات بانکی بدون ربا عملاً اوراق قرضه به دلیل ماهیت ربوی آن نمی‌توانسته به عنوان وسیله‌ای برای

تغییر حجم پول در گردش استفاده شود. این امر سبب می‌شود که ارتباط بین بانک مرکزی و فعالیت‌های اقتصادی به مانند آنچه که در کشورهای غربی مرسوم است در ایران معنی نداشته باشد. بنابراین به نظر می‌رسد که در اقتصاد ایران با کنار گذاشتن نرخ سود به عنوان یک عامل تنظیم کنندهٔ ارتباط بین حجم پول و نرخ تورم و با تمرکز بر روی روند تغییرات اجزای پایه پولی، به توان راه حل‌های ملموس‌تری را برای کنترل تورم و ارتباط آن با ساختار اقتصاد ایران بدست آورد. پس از بررسی روند تغییرات اجزای پایه پولی، ارتباط بین این اجزا با متغیرهای نفتی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

## ۲-۲- پایه پولی

### ۲-۲-۱- منابع پایه پولی

از آنجایی که بخش منابع پایه پولی بیانگر خالص مطالبات و بدهی‌های بانک مرکزی در قالب اجزای تشکیل دهنده آن می‌باشد، لذا گاهی برخی از این مقادیر منفی می‌باشند و بررسی سهم اجزای مختلف در پایه پولی را با مشکل مواجه می‌کنند. برای این منظور در بانک مرکزی از شیوه سهم رشد این اجزا در رشد پایه پولی برای تحلیل‌ها استفاده می‌شود.

[illegible] تشکیل شده باشد که این اجزا مقادیر مثبت یا منفی بتوانند اخذ کنند آنگاه می‌توان نوشت:

[illegible] (۱۰)

حال برای محاسبه نرخ رشد پایه پولی و سهم (مثبت یا منفی)هرکدام از اجزا در این رشد می‌توان نوشت:

[illegible] (۱۱)

که در آن هرکدام از اجزای سمت راست بیانگر سهم جزء مربوط در افزایش یا کاهس نرخ رشد پایه پولی می‌باشد. با محاسبه هر کدام از اجزای سمت راست رابطه فوق و ضرب آن در عدد ۱۰۰، سهم مربوطه بر حسب واحد درصد بدست خواهد آمد.

سطر دوم جدول ۱، متوسط نرخ رشد پایه پولی را در چهار دوره ارائه می‌دهد. مقدار حداقل نرخ رشد پایه پولی در بین سال‌های قبل از انقلاب تا سال ۱۳۸۰ به ترتیب ۳.۹ و ۸.۳ مربوط به سال‌های ۱۳۶۹ و ۱۳۶۸ بوده است. در فاصله زمانی ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰، متوسط نرخ رشد پایه پولی

دوباره افزایش یافته و به ۲۳.۴ درصد می‌رسد. حداکثر نرخ رشد پایه پولی در این دوره مربوط به سال ۱۳۷۴ به مقدار ۴۳.۷ درصد می‌باشد. همچنین متوسط نرخ رشد پایه پولی در بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ برابر با ۲۲ درصد می باشد. لازم بذکر است که نرخ رشد پایه پولی در سال ۱۳۸۳ برابر با ۱۶درصد بوده است و در سال ۱۳۸۴ به ۳۷.۷ درصد رسیده است و در دو سال آخر به به طور متوسط در اطراف ۲۵ درصد نوسان داشته است.

**الف- خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی**

خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی یکی از مهم‌ترین ارکان ارتباط دهنده پایه پولی به درآمدهای نفتی دولت (صادرات نفت و گاز)، می‌باشد.گاهی بانک مرکزی برای کنترل نرخ ارز با فروش ارزهای موجود در این حساب، مانده دارایی‌های خارجی را کاهش می‌دهد و بدین وسیله مقداری از اثرات انبساط پولی درآمدهای نفت را نه تنها خنثی میکند(عقیم سازی)، بلکه با این عمل نوعی سیاست انقباضی پولی نیز انجام می‌دهد.

جدول (۱) متوسط سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نرخ رشد پایه پولی را بر اساس رابطه ۱۰، در چهار دوره ارائه می‌دهد. لازم بذکر است که سال‌های ۱۳۵۳ (قیمت نفت ۴ برابر شد) و ۱۳۵۵ به ترتیب با سهم‌های ۱۹۴ و ۴۰.۸ واحد درصد دارای بیشترین سهم در دوره مورد بررسی بوده‌اند. در بین سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۷۰ سهم خالص‌دارایی‌های خارجی در نرخ رشد پایه پولی کاهش یافته و عمدتاً منفی و یا بسیار کوچک بوده است به طوری که مقدار متوسط آن به ۰.۷- واحد درصد میرسد. یکی از دلایل این کاهش شدید را می‌توان ناشی از کاهش قیمت‌های نفت دانست. در بین سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰ متوسط سهم این بخش در پایه پولی۵.۱- واحد درصد بوده است. حداکثر مقدار آن (۲۰.۲) مربوط به سال ۱۳۷۴ می‌باشد. سهم این بخش در این دوره تنها در سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ منفی و برابر با ۱۹.۷- و ۶.۶- بوده است. لازم بذکر است که قیمت نفت در سال ۱۳۷۷ به حداقل مقدار ۱۱.۴ می‌رسد. همچنین متوسط سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در رشد پایه پولی در بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶ به شدت افزایش یافته و به ۴۶.۳ واحد درصد رسیده است. حداکثر این سهم در این دوره ۷۱.۷ واحد درصد مربوط به سال ۱۳۸۱ می‌باشد که پس از آن این سهم در حوالی ۵۰ واحد درصد در نوسان بوده و در سال ۱۳۸۶ به ۲۴.۱ واحد درصد رسیده است. علت این امر می‌تواند تنها از افزایش شدید قیمت‌های نفت و لذا درآمد ارزی دولت باشد. در این دوره، قیمت نفت از متوسط ۲۳ دلار در سال ۱۳۸۱ به متوسط ۷۵ دلار در سال ۱۳۸۶ افزایش یافت. لازم بذکر است که متوسط قیمت نفت در سه ماه چهارم سال ۱۳۸۶ حدود ۸۸ دلار بوده است.

**ب- خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی**

جدول ۱ همچنین متوسط سهم خالص بدهی بخش دولتی در رشد پایه پولی را در چهار دوره ارائه می‌دهد. لازم بذکر است که این سهم، تنها در سال‌های ۱۳۵۳ و ۱۳۵۵ به ترتیب ۱۷.۸- و ۷.۵- بوده است. این امر نشان می‌دهد که با افزایش درآمدهای ارزی دولت، ناشی از شوک‌های نفتی و افزایش قیمت نفت در سال‌های ۱۳۵۲ و ۱۳۵۴، سهم خالص دارایی‌های خارجی در پایه پولی به شدت افزایش و سهم بدهی‌های دولتی به شدت کاهش یافته است و حتی منفی شده است. متوسط سهم خالص بدهی‌های بخش دولتی در رشد پایه پولی در بین سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۷۰، ۱۸.۶ واحد درصد بوده است. همانطوری که در بخش دارایی‌های خارجی اشاره شد، کاهش درآمدهای نفتی علت اصلی افزایش سهم بدهی‌های بخش دولتی در رشد پایه پولی بوده است. به طوری که در سال ۱۳۶۷ این سهم به حداکثر مقدار خود یعنی ۳۹.۴ درصد می‌رسد. متوسط سهم بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی در بین سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۰، نسبت به دوره قبل مقداری کاهش یافته و به ۱۶.۲ درصد می‌رسد. حداکثر مقدار آن (۶۳.۷ واحد درصد) مربوط به سال ۱۳۷۲ می‌باشد. اگر چه در سال ۱۳۷۷ قیمت نفت به شدت کاهش یافته است اما برخلاف سال ۱۳۶۷، سهم بدهی بخش دولتی در این سال (۱۷.۲ واحد درصد) چندان بالا نرفته است. در سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹ این سهم به ۰.۱- و ۱۷.۶- می‌رسد. در این سال‌ها به همراه سال ۱۳۸۰ نه تنها سهم بدهی‌های دولت پایین و حتی منفی بوده است بلکه سهم خالص ذخایر خارجی نیز در حد ۴ تا ۵ واحد درصد بوده است. در کنار این سال‌ها، سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۷۱ نیز سهم خالص بدهی بخش دولتی و خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی هر دو بسیار پایین و ناچیز بوده‌اند. متوسط سهم خالص بدهی بخش دولتی در بین سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۶، ۶.۳- واحد درصد می‌باشد که علت اصلی این کاهش، پرداخت مقداری از بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و افزایش سپرده‌های دولت به علت افزایش موجودی حساب ذخیره ارزی می‌باشد.

**ج- بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی**

جدول ۱ همچنین میانگین سهم این بخش را در چهار دوره ارائه می‌دهد. به طور کلی، سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ و ۱۳۸۶ به ترتیب ۲۰.۱ و ۲۳ و ۲۸.۹ واحد درصد بوده است که در کل دوره بعد از انقلاب بی سابقه می‌باشد. بجز این سال‌ها و سال ۱۳۵۳(۱۹.۶)، این سهم هیچ‌گاه از ۱۲ واحد درصد بالاتر نبوده است.

**د- خالص سایر**

سطر سوم جدول ۱ متوسط سهم این بخش را چهار دوره مورد بررسی ارائه می‌دهد.

با توجه به بررسی‌های فوق و مراجعه به جدول ۱، مشخص می‌شود که علت اصلی افزایش نرخ رشد پایه پولی در اقتصاد ایران، تغییرات در بدهی دولت و تغییرات در خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌باشد. متوسط سهم این دو بخش در کل دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ به ترتیب برابر با ۱۴ و ۱۷،۴ واحد درصد می‌باشند. متوسط سهم مجموع دو بخش مذکور در این دوره نیز ۳۱،۵ واحد درصد می‌باشد. لازم بذکر است که ضریب همبستگی بین این دو جزء در کل دوره ۰،۲۲- می‌باشد. ضریب همبستگی بین سهم بدهی بخش دولتی و خالص دارایی‌های خارجی دولت با نرخ رشد قیمت نفت نیز به ترتیب ۰،۷- و ۰،۳ می‌باشند. نتایج فوق حاکی از آن است که خالص بدهی‌های بخش دولتی و خالص دارایی‌های خارجی دولت عمدتاً در خلاف جهت یکدیگر حرکت کرده‌اند و جهت حرکت قیمت‌های نفت (و در نتیجه درآمدهای نفتی) نیز در جانشینی مؤثر بوده است.

### ۳- درآمدها نفتی دولت و متغیرهای پولی

اگر چه توان تولید نفت در دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ بالا رفته است اما به علت افزایش مصرف داخل، نسبت صادرات نفت (در اینجا منظور از نفت، نفت خام، فرآورده‌های نفتی و گاز می‌باشند که معمولا به خاطر سهم بالای نفت در بین آن‌ها تنها برروی قیمت‌های آن تمرکز می‌شود) همچنان ثابت مانده است[1].بنابراین نوسانات قیمت‌های نفت عمدتاً علت اصلی تغییرات درآمدهای صادرات نفت و دارایی-های خارجی بانک مرکزی به حساب‌می‌آیند. نمودار ۱ قسمت a، نحوه حرکت نرخ رشد قیمت‌های نفت و سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در رشد پایه پولی را ارائه می‌دهد. بر اساس این شکل نیز می‌توان هم‌حرکتی بین دو متغیر را مشاهده نمود. با در نظر گرفتن این موضوع و با توجه به مطالب ارائه شده در بخش‌های قبلی، بهتر است به طور شهودی نیز ارتباط بین متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی و متغیرهای پولی را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. برای بدست آوردن تقریب بهتری از درآمدهای نفتی به ریال تبدیل شده دولت، مجموع درآمدهای نفتی و برداشت‌های صورت گرفته از صندوق ذخیره ارزی[2] مدنظر قرار گرفته است. همچنین از آنجایی که ضریب همبستگی بین نرخ رشد نقدینگی و نرخ رشد پایه پولی بین سال‌های ۱۳۵۲ و ۱۳۸۶ برابر با ۰،۵۹ می‌باشد، لذا درتحلیل‌های بعدی تمرکز بر روی این متغیر پولی خواهد بود. قسمت b نمودار ۱ نیز ارتباط بین

---

۱. حدود یک سوم از نفت تولیدی در داخل مصرف می‌شود.

۲. اگرچه تمامی برداشت‌های صورت گرفته از صندوق ذخیره ارزی به ریال تبدیل نمی‌شوند، اما به نظر می‌رسد محاسبات دقیق نیز تغییر چندانی در نتایج ندهد.

نرخ تورم محاسبه شده از شاخص ضمنی GDP و نرخ رشد نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP می‌باشد. این نمودار به خوبی هم حرکتی بین این دو متغیر را نشان می‌دهد. به عنوان مثال می‌توان اثر سیاست‌های یکسان سازی نرخ ارز در سال‌های ۷۲ و ۸۱ را بر روی تورم رشد نقدینگی مشاهده نمود. همچنین ارتباط بین این دو متغیر با کاهش متوسط قیمت‌های نفت در سال‌های ۱۳۷۶، ۱۳۷۷ به خوبی دیده می‌شود. به علاوه اثر سیاست‌های تعدیل در سال ۱۳۷۴ نیز بر روی نرخ تورم به خوبی واضح است.

با وجود اینکه در سال‌های اخیر به دولت اجازه داده نشده است که برای تأمین مالی کسری بودجه خود از بانک مرکزی استقرض کند، اما عملاً دولت به منظور پرداخت‌های خارج از بودجه خود مجبور به استقراض از بانک مرکزی بوده است به گونه‌ای که بجز در سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹، تا سال ۱۳۸۱ تغییرات خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی مثبت بوده است. . این بخش از بدهی دولت به بانک مرکزی عمدتاً درآمدی است که از سوی بانک مرکزی به دولت منتقل می‌شود که به علت اینکه هزینه چنین درآمدی عملاً صفر می‌باشد، لذا می‌توان آن را درآمد ناشی از حق الضرب دولت به حساب آورد. کینگ و پلاسر[1] (۱۹۸۵) نسبت این بخش از انتقال درآمد به GDP را یکی از معیارهای اندازه‌گیری حق الضرب برای آمریکا و چند کشور مختلف معرفی کرده‌اند. در صورت افزودن خالص تغییرات اوراق مشارکت (بدون احتساب اوراق مشارکت بانک مرکزی) به تغییرات خالص بدهی بخش دولتی، می‌توان یک تقریب برای متغیر کسری بودجه دولت معرفی نمود. قسمت c نمودار ۱ نیز ارتباط بین نسبت این کسری بودجه به GDP و نرخ تورم را نمایش می‌دهد. این نمودار علاوه بر وقایع تاریخی سیاست‌های یکسان سازی نرخ ارز و تعدیل اقتصادی، نشان می‌دهد که در سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۷۹، کسری بودجه دولت، نقش اساسی در تورم نداشته است. لازم بذکر است که نمودار تغییرات متغیر کسری بودجه دولت به GDP نیز شباهت زیادی با نمودار c دارد. قسمت d نمودار ۱ نیز ارتباط بین تغییرات نسبت درآمدهای نفتی به GDP و نرخ رشد نقدینگی را ارائه می‌کند. در نهایت می‌توان ارتباط بین نرخ تورم و نرخ رشد نقدینگی را در قسمت e مشاهده نمود. در نهایت قسمت f نمودار ۱، ارتباط بین این سه متغیر را نمایش می‌دهد. قسمت g نیز ارتباط بین نسبت تغییرات خالص دارایی خارجی بانک مرکزی به GDP را با تورم ارائه می‌دهد. بر اساس این نمودار مشخص می‌شود که ارتباط معنی‌داری می‌توان بین روند حرکتی این دو متغیر تصور کرد با این فرض که واکنش نرخ تورم به تغییرات این نسبت بیش از یک می‌باشد.

1. King and Plosser (1985)

## ۴- هم حرکتی جزءهای سیکلی متغیرهای پولی و مالی

همانند سرلتیس و شاهمرادی[1] (۲۰۰۵)، درجه هم حرکتی[2] یک متغیر با متغیرهای دیگر را می‌توان به صورت زیر مورد بررسی قرار داد. فرض شود که هدف بررسی هم حرکتی نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP با متغیرهای پولی، کسری بودجه و سطوح قیمت و ... باشد. در چنین حالتی پس از استخراج جزء سیکلی متغیرها، درجه هم حرکتی جزء سیکلی نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP با جزء سیکلی هریک از متغیرها را می‌توان از طریق بزرگی ضریب همبستگی ρ(j) برای مورد بررسی قرار داد. ضریب همبستگی همزمان – $\rho(0)$ – شامل اطلاعات مفیدی در مورد درجه هم‌حرکتی همزمان[3] متغیرهای مورد بررسی با نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP می‌باشد. به عبارت دیگر، اگر $\rho(0)$ مثبت، صفر و یا منفی باشد، آنگاه می‌توان گفت که رفتار حرکتی سری‌های مورد بررسی با سری موردنظر (نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP) به ترتیب هم سیکل[4]، نامرتبط[5] و یا خلاف سیکل[6] می‌باشد. در حقیقت، مطابق با فیوریتو و دیگران (۱۹۹۴)، برای مقادیر $\rho(0)$ در فواصل $1 > |\rho(0)| \geq 0.23, 0.23 > |\rho(0)| \geq 0.10$ و $0.10 > |\rho(0)| \geq 0$ می‌توان گفت که دو سری مورد بررسی، به ترتیب همزمان به طور قوی همبسته‌اند[7]، همزمان به طور ضعیف همبسته‌اند[8] و به طور همزمان ناهمبسته‌اند[9]. ضریب همبستگی متقابل[10] $\rho(j)$؛ $j \in 0, \pm 1, \pm 2, \pm 3, \ldots$، نیز اطلاعات مفیدی در مورد تقدم و یا تأخر حرکتی[11] سیکل متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP با سیکل متغیرهای دیگر ارائه می‌کند. اگر $|\rho(j)|$ برای وقفه مثبت، صفر یا منفی _ حداکثر مقدار خود را بگیرد آنگاه می‌توان گفت که سیکل متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP به ترتیب به اندازه _ دوره زودتر سیکل متغیر دیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهد[12]، همزمان یکدیگر را تحت تأثیر قرار می‌دهند[13] یا این متغیر به اندازه _ دوره با وقفه تحت تأثیر متغیر دیگر قرار می‌گیرد[14].

همانطوری که در بالا نیز اشاره شد، برای بررسی نحوه هم حرکتی متغیرهای پولی و مالی با نسبت درآمد نفتی دولت به GDP ابتدا بایستی براساس یکی از روش‌های متداول، جزء سیکلی متغیرها را از جزء روند (روند معین یا تصادفی) جدا کرد (مثلا هدریک – پرسکات HP). پس از آن، بررسی

1. Serletis and Shahmoradi (2005)
2. Co-movement
3. contemporaneous co-movement
4. procyclical
5. acyclical
6. countercyclical
7. strongly contemporaneously correlated
8. weakly contemporaneously correlated
9. contemporaneously uncorrelated
10. Cross-correlation coefficient
11. phase shift
12. leading the cycle
13. synchronous
14. lagging the cycle

ضریب همبستگی بین جزء سیکلی متغیرها به صورت همزمان و متقابل (روبه جلو و روبه عقب) می‌تواند حاوی اطلاعات مفیدی باشد. جدول (۲) ضریب همبستگی بین جزء سیکلی متغیرهای لگاریتم شاخص تعدیل کننده GDP، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، نرخ رشد پایه پولی، نرخ رشد حجم پول M2، نرخ رشد حجم پول M1، نرخ تورم شاخص تعدیل کننده GDP، نرخ تورم CPI، نسبت کسری بودجه دولت به GDP، نسبت تغییرات خالص بدهی بخش دولتی به GDP، سهم خالص بدهی بخش دولتی در نرخ رشد پایه پولی، نسبت تغییرات خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به GDP، سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نرخ رشد پایه پولی برای فاصله زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۳. سطر اول جدول (۲) حاوی اطلاعاتی در مورد ضریب خود همبستگی متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP می‌باشد. مقادیر، حاکی از ماندگار بودن نسبی انحرافات این متغیر از مقدار روند بلند مدت خود می‌باشد. این امر برای سیاست‌گذاران اقتصادی حائز اهمیت می‌باشد، چراکه سیکل‌های مثبت و یا منفی درآمدهای نفتی دولت (رونق یا رکود درآمدهای نفتی دولت نسبت به ظرفیت اقتصاد کشور)، حداقل تا سه سال بر اقتصاد ایران ماندگار و به طور معنی‌داری می‌توانند فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند.

**جدول (۲): همبستگی جزء سیکلی همه متغیرها با متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP**

| | انحراف معیار جزءسیکلی | 3 | 2 | 1 | 0 | -1 | -2 | -3 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| نسبت درآمدهای نفتی به GDP | 0.05 | 0.19 | 0.43 | 0.70 | 1.00 | 0.70 | 0.43 | 0.19 |
| لگاریتم شاخص ضمنی GDP | 0.15 | 0.00 | 0.22 | 0.45 | 0.62 | 0.50 | 0.46 | 0.41 |
| لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) | 0.12 | 0.01 | 0.15 | 0.32 | 0.42 | 0.39 | 0.41 | 0.38 |
| نرخ رشد پایه پولی | 0.10 | 0.00 | 0.15 | 0.39 | 0.25 | 0.30 | 0.33 | 0.35 |
| نرخ رشد M2 | 0.07 | 0.32 | 0.43 | 0.55 | 0.59 | 0.19 | 0.08 | 0.00 |
| نرخ رشد M1 | 0.07 | 0.34 | 0.32 | 0.53 | 0.47 | 0.29 | 0.18 | 0.25 |
| نرخ تورم شاخص ضمنی GDP | 0.06 | 0.42 | 0.43 | 0.43 | 0.34 | -0.17 | -0.08 | -0.09 |
| نرخ تورم CPI | 0.06 | -0.02 | 0.19 | 0.21 | 0.12 | 0.09 | 0.11 | 0.00 |
| نسبت کسری بودجه به GDP | 0.04 | -0.22 | -0.12 | -0.25 | -0.41 | -0.23 | -0.24 | 0.10 |
| نسبت تغییرات خالص بدهی بخش دولتی به GDP | 0.04 | -0.21 | -0.11 | -0.25 | -0.43 | -0.24 | -0.26 | 0.09 |
| سهم بدهی بخش دولتی در نرخ رشد پایه‌پولی | 0.15 | -0.14 | 0.00 | -0.07 | -0.17 | -0.06 | -0.09 | 0.16 |
| نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به GDP | 0.03 | -0.10 | -0.03 | 0.14 | 0.33 | 0.35 | 0.42 | 0.37 |
| نسبت تغییرات خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به GDP | 0.03 | 0.21 | 0.21 | 0.41 | 0.44 | -0.05 | 0.09 | -0.14 |
| سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نرخ رشد پایه‌پولی | 0.31 | 0.26 | 0.26 | 0.44 | 0.46 | -0.05 | 0.02 | -0.13 |

بر اساس این جدول، انحراف معیار جزء سیکلی نرخ‌های رشد حجم‌های پول و نرخ‌های تورم کمتر از ۰،۱ می‌باشند.

نکته قابل توجه نزدیک بودن مقدار انحراف معیار جزء سیکلی نسبت درآمدهای نفتی به GDP و نسبت‌های کسری بودجه، تغییرات خالص بدهی بخش دولتی، خالص دارایی‌های خارجی و تغییرات آن به GDP، می‌باشند. بیشترین انحراف معیار جزء سیکلی مربوط به سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نرخ رشد پایه پولی می‌باشد که با توجه به اینکه حداکثر قدر مطلق ضریب همبستگی آن با نسبت درآمدهای نفتی به GDP در وقفه صفر می‌باشد لذا این متغیر همبستگی مثبت (هم‌جهت) و همزمان با نسبت درآمدهای نفتی به GDP داشته که این امر نشان از اهمیت نوسانات درآمدهای نفتی بر این جزء و پایه‌پولی می‌باشد. با نگاهی دقیق‌تر به جدول (۲) مشخص می‌شود که هر دو شاخص قیمت همبستگی مثبت (هم‌جهت) و قوی با درآمدهای نفتی داشته و نوسانات این دو شاخص قیمت، به طور همزمان تحت تأثیر نوسانات درآمدهای نفتی می‌باشند. همچنین نرخ رشد M2، نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به GDP، نسبت تغییرات خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به GDP و سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی در نرخ رشد پایه‌پولی نیز به طور همزمان، همبستگی مثبت و قوی با درآمدهای نفتی دارند. همچنین نرخ‌های رشد M1، پایه پولی و نرخ‌های تورم نیز همگی همبستگی مثبت و قوی با نسبت درآمدهای نفتی به GDP داشته ولی به علت اینکه حداکثر مقدار ضریب همبستگی در وقفه مثبت یک حاصل شده است، نشان می‌دهد که این متغیرها پیرو نوسانات درآمدهای نفتی تحت تأثیر قرار می‌گیرند و لذا نوسانات قیمت‌های نفت می‌توانند به عنوان معیاری برای پیش‌بینی حرکت‌های مربوط به این متغیرهای در نظر گرفته شوند.

نکته جالب دیگری که از این جدول می‌توان استخراج نمود مربوط به هم حرکتی قوی، همزمان و خلاف جهت متغیر جزء سیکلی نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP با متغیرهای نسبت کسری بودجه دولت به GDP، نسبت تغییرات خالص بدهی بخش دولتی به GDP و سهم بدهی بخش دولتی در نرخ رشد پایه پولی می‌باشد. به عبارت دیگر، زمانی که اقتصاد ایران با یک شوک مثبت نفتی مواجه می‌شود و درآمد نفتی دولت از روند بلند مدت خود منحرف می‌شود، کسری بودجه دولت نیز به طور همزمان و در جهت معکوس آن واکنش نشان می‌دهد و لذا حجم بدیهی‌های دولت به مردم (به صورت اوراق قرضه) و به بانک مرکزی (به صورت بدهی دولت و شرکت‌های دولتی به بانک مرکزی) کاهش یافته و حتی دولت با باز پرداخت مبالغی از این بدهی‌ها به حرکت معکوس سیکل کسری بودجه دامن می‌زند.

همانطوری که در بالا نیز اشاره شد، وجود همبستگی بین جزء سیکلی متغیرهای فوق، نشان از ارتباط کوتاه مدت بین آن‌هاست. حال سوال این است که بر طبق این شواهد، آیا، در دوره مورد

بررسی، بین متغیرهای نسبی درآمدهای نفتی، کسری بودجه دولت و خالص تغییرات دارایی‌های خارجی بانک مرکزی با سطح قیمت‌ها و تورم رابطه بلندمدت نیز وجود دارد؟ در بخش بعدی این موضوع بر اساس تحلیل هم‌انباشتگی مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

## ۵- تحلیل هم‌انباشتگی

در بخش قبلی نتایج حاکی از آن بود که ارتباط تنگاتنگی بین جزء سیکلی متغیر درآمد نفت با جزء سیکلی متغیرهای پولی و قیمتی در اقتصاد ایران وجود دارد. با این حال بررسی ارتباطات بلند مدت و تحلیل‌های مربوط به واکنش این متغیرها به یک شوک مثبت نفتی، از اهمیت ویژه برای تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران اقتصادی برخوردار می‌باشد. همانطوری که قبلا نیز اشاره شد، یکی از مهم‌ترین بحث‌های اقتصاد کلان، ارتباط بین رشد نقدینگی، تورم و کسری بودجه دولت می‌باشد. در این زمینه می‌توان به مطالعه جوینس[1] (۱۹۸۵)، مطالعه کینگ و پلاسر[2] (۱۹۸۵)، دموپولوس و دیگران[3] (۱۹۸۷) اشاره نمود. این محققان سعی کرده‌اند که در کنار بررسی همبستگی‌بین اجزای پایه پولی با کسری بودجه، با استفاده از رهیافت‌های اقتصادسنجی ارتباط بین کسری بودجه و حجم پول و تورم را مورد بررسی قرار دهند. به عنوان مثال دموپولوس و دیگران، در قالب سه نوع معادله رفتاری ارتباط بین نسبت کسری بودجه دولت به معیاری از روند GDP، را با نسبت تغییرات پایه پول به روند GDP را برای چندین کشور مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد که این ضریب برای کشورهای بلژیک، فرانسه، ایتالیا، آلمان و ژاپن مثبت و معنی‌دار می‌باشد و مقدار این ضریب برای آلمان و ژاپن بزرگتر از یک (به ترتیب ۱،۵ و ۱،۰۵) بوده‌است. این در حالی است که برای کشور آمریکا این ضریب معنی‌دار نبوده‌است. در ایران نیز مطالعاتی در راستای بررسی بین ارتباط بین کسری بودجه دولت و حجم پول و تورم صورت گرفته است. در این راستا می‌توان به مطالعه تقی‌پور (۱۳۸۲)، مومنی وصالیان (۱۳۷۸)، هژبرکیانی و حلافی (۱۳۸۰)، اشاره نمود. یکی از نواقص مطالعات صورت گرفته در این زمینه، عدم توجه به درآمدهای نفتی دولت و اثرات آن برروی خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی و یا عدم توجه به ارتباط بین کسری بودجه دولت و خالص حساب ذخیره ارزی و درآمدهای نفت و اثرات توام آنها بر روی حجم پول و سطح قیمت‌ها بوده است. به عبارت دیگر از آنجایی که اقتصاد ایران یک اقتصاد نفتی است، لذا انتظار می‌رود زمانی که دولت با شوک‌های مثبت قیمت‌های نفت مواجه شود، درآمدهای نفتی دولت، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش یابد. نباید فراموش کرد که شوک‌های مثبت نفتی می‌توانند در کنار

1. Joines (1985)
2. King & Plosser (1985)
3. Demopoulos & et al (1987)

افزایش خالص دارایی‌های بانک مرکزی، منجر به کاهش خالص بدهی‌های دولت به بانک مرکزی نیز شوند. ارتباط منفی بین این دو متغیر می‌تواند ناشی از این واقعیت نیز باشد که ضریب همبستگی بین نسبت تغییرات خالص بدهی بخش دولتی به GDP با نسبت خالص دارایی‌های خارجی به GPD برابر با ۰،۴۶- می‌باشد. از طرف دیگر انتظار می‌رود زمانی که دولت با شوک‌های منفی قیمت نفت مواجه شود، به علت عدم امکان افزایش سریع درآمدهای مالیاتی و عدم دسترسی به منابع اوراق قرضه تا سال ۱۳۷۳، حق‌الضرب، یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی دولت بوده و در آینده نیز باشد. برای مثال تا قبل از پایان جنگ تحمیلی در سال ۱۳۷۶، به نظر می‌رسد که دولت عمدتاً برای تامین کسری‌های بودجه عمومی خود مجبور به استقراض از بانک مرکزی بوده است. این موضوع را می‌توان با مراجعه به قسمت h نمودار ۱، مشاهده نمود. این نمودار بیانگر نسبت تغییرات حجم پایه پولی به GDP اسمی می‌باشد و نسبتی از GDP را که می‌توان با پول منتشر شده خریداری نمود، نشان می‌دهد. این نمودار نشان می‌دهد که در سال ۱۳۶۷، این نسبت به شدت کاهش یافته و نه تنها روند صعودی آن متوقف شده است بلکه نوسانات این متغیر پس از آن کاهش یافته است. به نظر می‌رسد که قسمت i نمودار ۲ که بیانگر نسبت کسری بودجه دولت به GDP می‌باشد، بهتر به‌تواند این پدیده را توصیف کند. از سال ۱۳۵۵ که قیمت نفت از اوج مقدار خود در سال ۱۳۵۲ فاصله میگیرد، با کاهش درآمدهای نفتی دولت، نسبت کسری بودجه کل به GDP روندی روبه افزایش گرفته و با وقوع انقلاب اسلامی و بدنبال آن جنگ تحمیلی، این نسبت همچنان در نیمه اول دهه ۶۰، روند افزایشی خود را حفظ کرده تا اینکه در سال ۱۳۶۷ (پایان جنگ تحمیلی) به حداکثر مقدار ۰،۱۴ در این دهه می‌رسد. بنابراین به نظر می‌رسد که از سال ۱۳۶۷ به بعد با رهایی دولت از هزینه‌های سنگین جنگ، حساسیت استفاده از حق‌الضرب روند کاهنده به خود گرفته و این امر در کنار رشد اقتصادی حاصله در سال‌های بعد از جنگ و نیز افزایش قیمت‌های نفت در سال‌های اخیر، سبب شده است که نسبت مذکور در سال ۱۳۸۶ به مقدار منفی ۰،۰۰۹- کاهش یابد. بر اساس قسمت h نمودار ۱ نیز مشخص می‌شود که کاهش کسری‌های بودجه کل دولت و روند نزولی آن در سال‌های اخیر، عمدتاً به علت افزایش قیمت‌های نفت بوده است نه تفاوت فاحش در رشد اقتصادی، چراکه نسبت GDP خریداری شده توسط پایه پولی روند نزولی به خود نگرفته است. همچنین با توجه به سیاست یکسان سازی نرخ ارز در سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۸۱، خالص‌داریی‌های خارجی بانک مرکزی و درآمدهای نفتی دولت به شدت افزایش یافته که این پدیده‌ها نیاز به کنترل دارند. در سال ۱۳۷۳ نیز خالص بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به طور بی‌سابقه‌ای افزایش یافته است. همچنین در سال ۱۳۷۴، به علت اجرای سیاست‌های تعدیل و آزاد سازی قیمت‌ها در سال‌های قبل، تورم به یک‌باره به مقدار ۴۰ درصد

(حداکثر مقدار تورم در طول دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۲) افزایش می‌یابد. در سال‌های ۱۳۷۶ و ۱۳۷۷ سهم خالص دارایی‌های خارجی منفی و سهم خالص بدهی‌های بخش دولتی افزایش داشته‌است. سال ۱۳۷۹ نیز شاهد افزایش چشمگیر قیمت نفت از حدود متوسط سالانه ۱۷ دلار به حدود متوسط سالانه ۲۶،۵ دلار بوده است. مجموع قوانین و مقررات مربوط به صدور اوراق مشارکت و سایر قوانین محدود کننده تأمین کسری بودجه از طریق بانک مرکزی، به همراه موارد فوق، می‌توانند استفاده از یک متغیر مجازی که برای سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۰ مقدار یک را اخذ می‌کند را توجیه نمایند. این متغیر می‌تواند علاوه بر موارد فوق، به عنوان یک متغیر مجازی برای فاصله زمانی بین دو نوع حدی از رژیم ارزی (قبل از ۱۳۷۲ و بعد از ۱۳۸۰) نیز در نظر گرفته شود. همچنین برای منظور کردن یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۸۱، یک متغیر مجازی که در سال ۱۳۸۱ مقدار یک را اخذ می‌کند، در نظر گرفته می‌شود. در نهایت برای در نظر گرفتن اثر افزایش شدید قیمت نفت در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۶ نیز متغیر مجازی با مقادیر یک برای این سال‌ها در نظر گرفته شده است.

در این بخش، از داده‌های سالانه۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ استفاده شده است. برای بررسی رابطه بین درآمدهای نفتی، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، کسری بودجه دولت، حجم پول و سطح قیمت‌ها از یک رهیافت هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. برای این منظور نسبت ابتدا وجود ریشه واحد در متغیرهای نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP (Ory)، نسبت خالص دارایی‌های بانک مرکزی به GDP (Fassty)، نسبت کسری بودجه دولت به GDP (Defy)، لگاریتم نقدینگی (M2)، لگاریتم شاخص ضمنی GDP (P) مورد بررسی قرار می‌گیرد. جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد را بر اساس دیکی – فولر تعمیم یافته، GLS دیکی – فولر، پرون و KPSS را ارائه می‌دهد. بر اساس ستون آخر این جدول، مشخص می‌شود که همه متغیرهای مذکور همگی دارای یک ریشه واحد بوده ولی تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا هستند. بر اساس آزمون تعداد وقفه بهینه و آزمون‌های مربوط به نرمال بودن و همسان بودن واریانس پسماندها، تعداد وقفه دو برای متغیرهای مدل انتخاب شد. نظر به اینکه همه متغیرها در سطح از نوع هستند با استفاده از روش اتورگرسیون برداری یوهانسن[1] می‌توان تعداد روابط هم انباشته بین متغیرهای مورد نظر را مشخص نمود. یوهانسن رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها را که در قالب مدل تصحیح خطای زیر تعریف می‌گردد را با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی چند متغیره برآورد می‌کند.

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t0k} + \varepsilon_t ; \qquad (۱۲)$$

$$X_t' = ory_t, fassty_t, defy_t, m2_t, P_t'$$

1. Johansen(1988)

درصورتی که بین متغیرهای مدل هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، آنگاه رتبه ماتریس $_{5\times5}$ کوچک‌تر از ۵ خواهد بود. از آنجا که رتبه ماتریس $_{5\times5}$ ، بیانگر تعداد روابط هم انباشته می‌باشد، درصورتی که [illegible] که در آن $\alpha$ و $\beta$ هر دو دارای ابعاد

می‌باشند. به عبارت دیگر، در رابطه‌ی فوق $\alpha_{5\times1}$ بردار ضرایب تصحیح انحراف از بلند مدت و $\beta'_{5\times1}$ بردار هم انباشتگی نامیده می‌شود. معمولاً برای اینکه بردار هم‌انباشتگی $\beta$ یکتا باشد، یکی از ضرایب $\beta_i$ نرمال (برابر واحد) در نظر گرفته می‌شود. مقدار $\alpha_i$ها بیان می‌دارند در صورتی که عدم تعادلی در یک یا چند رابطهٔ بلند مدت رخ دهد، چند درصد از این عدم تعادل در هر دوره توسط متغیر ام در سمت چپ اصلاح می‌شود. در صورتی که مثلا ضریب $\alpha_1$ برابر با صفر شود، آنگاه متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP را برونزای ضعیف نامند. به عبارت دیگر زمانی که یک متغیر برونزای ضعیف باشد، آنگاه آن متغیر در کوتاه مدت به انحرافات از روند بلند مدت واکنشی نشان نخواهد داد. به عبارت دیگر چنین متغیری اگرچه در روابط بلند مدت نقش‌آفرینی می‌کند، اما در تعدیلات کوتاه‌مدت به منظور حذف انحرافات حاصل شده در روابط بلند مدت، نقشی ندارد و لذا سایر متغیرهای مدل بایستی به نحوی این انحرافات را اصلاح کنند. در صورتی که بیش از یک رابطه بلند مدت در مدل وجود داشته باشد، آنگاه در صورتی یک متغیر را متغیر برونزای ضعیف نامند که همه ضرایب تصحیح مربوط به آن متغیر در مدل تواماً صفر باشند. همچنین وقتی که بیش از یک رابطه بلند مدت وجود داشته باشد، آنگاه علاوه بر نرمالیزه کردن هر یک از معادلات بلند مدت، بر روی هر یک از بردارهای هم‌انباشتگی بایستی قید اعمال شود که این قیود بر اساس واقعیت‌های ساختار اقتصاد مورد بررسی و تئوری‌های اقتصادی تعیین می‌شوند.

Equation.3 $\lambda_{\max}$ (جدول ۴) مشخص شد که سه رابطه بلند مدت بین ۵ متغیر مورد بررسی وجود دارد. نتایج برازش روابط بلند مدت (هم انباشته) به صورت زیر می‌باشد:

$$Fassty_{t-1} = 0.002 + 1.6\ ORy_{t-1} - 3.5\ Defy_{t-1} \qquad \text{(A)}$$
$$(13.1)^{*} \qquad (3.6)^{*}$$

$t-1$ $t-1$ $t-1$ (B)

$^{*}$ $^{*}$

$$P_{t-1} = 5.9 + 0.87\ M2_{t-1} + 0.52\ Fassty_{t-1} \qquad \text{(C)}$$
$$(64.4)^{*} \qquad (4.5)^{*}$$

$$\begin{array}{lccc} & \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 \\ \Delta ORy & 0 & 0 & 0 \\ \Delta Fassty & -0.4 & -0.8 & 0.7 \\ \Delta Defy & -0.13 & 0.3 & -0.5 \\ \Delta M2 & 0.96 & 3.2 & -2.7 \\ \Delta P & -0.36 & -0.43 & -0.24 \end{array} \qquad \text{(D)}$$

در روابط فوق، ارقام درون پرانتز بیانگر آماره –استودنت می‌باشند[۱]. بر اساس این آماره (یا بر اساس علامت ستاره ×)، تمامی ضرایب مربوط به روابط بلند مدت A، B و C در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. رابطه (A) بیانگر ارتباط بین نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به GDP با نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP و نسبت کسری بودجه دولت به GDP می‌باشد. این رابطه نشان می‌دهد که خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی ارتباط مستقیم با درآمدهای نفتی و نوسانات قیمت‌های نفتی دارد و در مقابل بین این متغیر و نسبت کسری بودجه دولت به GDP ،همانطوری‌که قبلاً نیز اشاره شد، ارتباط منفی وجود دارد. رابطه (B) نیز ارتباط بین سطح قیمت‌ها، حجم نقدینگی و نسبت کسری بودجه عمومی دولت به GDP را ارائه می‌دهد. بر اساس این رابطه مشخص شده است که نه تنها ارتباط تنگاتنگی بین حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها وجود دارد بلکه مشکلات ساختاری بودجه دولت نیز یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر روی سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد. در رابطه (C) نیز ارتباط بین سطح عمومی قیمت‌ها با حجم نقدینگی و نسبت خالص دارایی‌های خارجی به GDP ارائه شده است. بر اساس این معادله مشخص می‌شود که سطح عمومی قیمت‌ها به طور مستقیم تحت تأثیر خالص دارایی‌های خارجی قرار می‌گیرد. از آنجائی که این متغیر رابطه مستقیم با تغییرات درآمد نفتی دولت و یا همان تغییرات قیمت نفت دارد، لذا می‌توان تصور نمود که چگونه شوک‌های مثبت قیمت‌های نفت می‌توانند بر روی سطح قیمت‌های تأثیرگذار باشند. همچنین معنی‌دار بودن ضریب این متغیر را می‌توان به عدم توانایی بانک مرکزی در عقیم سازی ذخایر انباشته شده از دلارهای نفتی نیز تفسیر نمود.

همچنین بر اساس قسمت D، آزمون‌های برونزایی ضعیف برای تک تک متغیرها انجام گرفت و تنها برای متغیر ORy ضرایب تعدیل آن از نظر آماری، تواماً صفر بودند. در مورد سایر متغیرها، فرض برونزایی ضعیف را نمی‌توان پذیرفت. بنابراین در کوتاه‌مدت حجم پول و سطح قیمت‌ها به همراه کسری بودجه دولت و خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی تواما به عدم تعادل‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت و بودجه دولت واکنش نشان می‌دهند که نه تنها با واقعیات اقتصاد ایران سازگار می‌باشد، بلکه نشان از آن دارد که عدم تعادل بودجه عمومی به خاطر عمدتاً نوسانات نفت منجر می‌شود که حجم پول نیز تغییر کند و به عبارت دیگر این امر بیانگر پولی شدن کسری‌های بودجه عمومی و کاهش استقلال بانک مرکزی هم در این زمینه و هم در عقیم سازی اثرات مثبت قیمت‌های نفت بر روی خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی می‌باشد.

---

۱. لازم بذکر است که آزمون‌های مربوط به نرمال بودن پسماندها، عدم وجود ناهمسانی واریانس و خود همبستگی نشان از خوبی برازش بوده‌اند

**۵-۱- واکنش متغیرهای مالی و پولی به یک واحد (انحراف معیار) شوک مثبت درآمد نفتی**

قسمت‌های مختلف نمودار ۲، واکنش متغیرهای مدل به یک واحد شوک -به اندازه انحراف معیار پسماندهای درآمدهای نفتی( $\sigma$ )- را نشان می‌دهد. بر اساس این نمودارها مشخص می‌شود که در صورت یک شوک مثبت بر روی درآمدهای نفتی، درآمدهای نفتی دولت تا حدود ۴ سال افزایش یافته و سپس اثرات این شوک حالت نزولی به خود گرفته و کاهش می‌یابد اما به طور کلی از مدل حذف نخواهد شد چراکه متغیر نسبت درآمدهای نفتی دولت به GDP دارای ریشه واحد بوده است. به عبارت دیگر، زمانی که متغیرها دارای ریشه واحد می‌باشند، اثرات یک شوک در زمان صفر (این شوک فقط در زمان صفر بر مدل وارد شده و در زمان‌های بعدی صفر باقی می‌ماند)، در زمان‌های بعدی بر روی هم انباشته می‌گردند و در نتیجه دارای اثرات دائمی بر روی متغیرهای مدل خواهند بود. لازم بذکر است که بر اثر این شوک مثبت نفتی، در ابتدا به علت توان بانک مرکزی در خارج نمودن دلارهای نفتی وارد شده در اقتصاد ایران در راستای پرداخت بخشی از بدهی‌های خارجی سررسیده و نیز واردات برخی از اقلام مورد نیاز در کشور نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به مقدار بسیار کمی افزایش خواهد یافت، اما پس از اینکه در طول سال‌های دوم تا چهارم، اثر شوک مثبت قیمت‌های نفتی به حداکثر خود می‌رسد، افزایش خالص دارایی‌های خارجی نسبت به توان اقتصاد ایران، منجر خواهد شد که بانک مرکزی قادر نباشد حجم دلارهای انباشته شده را از سیستم داخلی به سمت خارج هدایت نماید. در چنین شرایطی به نظر می‌رسد که بانک مرکزی در راستای سیاست‌های مالی دولت عملا از یک عنصر مستقل و مؤثر بر سیاست‌های پولی (کنترل حجم پول) دور شده و به یک عنصر تأثیرپذیر و غیر فعال در کنترل حجم پول تبدیل می‌شود. با توجه اینکه سیاست‌های مالی دولت نیز عمدتاً در راستای نوسانات قیمت نفت تحت تأثیر قرار می‌گیرد، لذا عملاً مشخص می‌شود که نوسانات قیمت‌های نفت بر روی سیاست‌های مالی دولت و سیاست‌های مالی دولت بر روی استقلال بانک مرکزی تأثیرگذار می‌باشد. این امر می‌تواند از یک طرف برای سیاست‌گذاران پولی اهمیت داشته باشد و آن‌ها را از اثرات سوء ناتوانایی بانک مرکزی در عدم برنامه برای عقیم‌سازی دلارهای حاصله از فروش نفت آگاه کند. لازم بذکر است که تجربه کشوری مانند نروژ حاکی از آن است که بعلت مستقل بودن مخارج دولت نروژ از درآمدهای نفتی (در کشور نروژ مالیات بر ارزش افزوده حدود ۲۵٪ می‌باشد و لذا انضباط مالی دولت در کسب درآمد از مردم و انجام مخارجش بر اساس درآمدهای مالیاتی یکی از مشخصه‌های بارز اقتصاد این کشور در امکان استفاده‌های بهینه از درآمدهای نفتی می‌باشد)، سبب شده است که امکان سرمایه‌گذاری‌های مالی دولت بویژه در بازارهای خارجی فراهم شود. به عبارت دیگر دولت با استفاده از متخصصین مالی همواره سعی می‌کند که بهترین پرتفولیوی را برای استفاده از منابع نفتی در بازارهای بین‌المللی انتخاب کند.

همچنین،شوک مثبت نفتی بر روی کاهش کسری بودجه دولت عملاً مؤثر بوده است. بر اساس نمودار مربوط به واکنش متغیر نسبت کسری بودجه دولت به GDP، مشخص می‌شود که حداقل تا ۴ سال، دولت می‌تواند بر اساس درآمدهای نفتی بدست آمده از کسری عمومی خود و یا بدهی خود به بانک مرکزی و مردم بکاهد ولی پس از ۴ سال با آغاز سیر نزولی اثرات مثبت مربوط به شوک قیمت‌های نفتی، مجدداً نسبت کسری بودجه دولت به GDP روند صعودی به خود می‌گیرد و در عکس جهت روند نزولی مربوط به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی حرکت خواهد کرد. نکته بسیار جالب این می‌تواند باشد که برآیند نوسانات قیمت نفت بر روی حجم پول مثبت بوده و تا سال پنجم حجم پول روند صعودی به خود گرفته و در سال ششم به حدکثر مقدار خود می‌رسد اما هیچگاه به صفر نخواهد رسید چراکه افزایش کسری‌های بودجه دولت در سال‌های آتی خود علت اصلی اثرات پایدار در روند حجم پول خواهد بود. همانطوری که در برآوردهای مربوط به روابط بلند مدت مشاهده شد، ضریب حجم پول در دو رابطه B و C حدود ۰،۹ بود. این نشان می‌دهد که بایستی روند قیمت‌ها نیز بسیار مشابه به روند حرکت حجم پول باشد. بر اساس نمودار مربوط به واکنش سطح قیمت‌های به شوک مثبت قیمت نفت، مشاهده می‌شود که در ابتدا افزایش قیمت‌ها همچنان حفظ می‌شود و علت اصلی آن می‌تواند افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی باشد. در سال‌های پنجم این افزایش قیمت به حداکثر خود می‌رسد (به‌رغم کاهش شدید در کسری بودجه در طول چهار سال گذشته) ولی همزمان با افزایش کسری بودجه دولت، و پولی بودن روش تأمین آن، سطح قیمت‌ها همچنان (نه به شدت سال پنجم و ششم) حتی با کاهش شدید اثرات شوک مثبت نفتی، به طور مثبت تحت تأثیر رفتار متغیرهای سیستم قرار دارد.

از طرف دیگر شوک‌های مثبت نفتی برای اقتصاد دانان حوزه رشد اقتصادی نیز بیانگر امکان بالقوه استفاده از درآمدهای نفتی در جهت افزایش رشد و توسعه اقتصادی در سال‌های بعد از شوک می‌باشد. بنابراین ماهیت وجود روند تصادفی در درآمدهای نفتی حاکی از آن است که اگر برای مثال سه سال پی در پی بازار نفت با شوک‌های مثبت همراه باشد، اثرات این شوک‌ها را نبایستی موقتی دانست و برای استفاده حداکثر از این درآمدها نیاز به برنامه–ریزی‌های بلند مدت در ارتباط با رشد اقتصادی و نیز حضور در بازارهای مالی بین‌المللی می‌باشد.

جدول (۵) نیز تحلیل تجزیه‌ی واریانس را ارائه می‌دهد. بر اساس این جدول مشخص می‌شود که نوسانات حاصله از شوک مثبت نفتی، بیش از هر چیز نوسانات حجم پول را از دورهٔ پنجم به بعد توضیح می‌دهد. همچنین بر اساس این جدول مشخص می‌شود که با گذشت زمان، اثر شوک مثبت نفتی بر نوسانات نسبت خالص دارائی‌های خارجی به GDP کاهش یافته و در مقابل بر نوسانات بدهی دولت، حجم پول و سطح عمومی قیمت‌ها افزوده می‌شود.

## نتیجه‌گیری

در این مقاله سعی شد بر اساس داده‌های فصلی، قاعده پولی تیلور برای اقتصاد ایران مورد آزمون قرار بگیرد. بر اساس نتایج، اگر چه ضریب واکنش نرخ سود به انحرافات تورم از مقدار هدف آن، از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد اما مقدار عددی آن نزدیک به صفر بوده و بر اساس ادبیات، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ سود عملاً واکنشی به این انحرافات تورمی از خود نشان نداده است. بنابراین به نظر می‌رسد که بانک مرکزی ایران، عملاً از نرخ سود به عنوان یک ابزار سیاستی استفاده نکرده است. عدم واکنش نرخ سود عملا منجر به مشکوک شدن نسبت به استقلال بانک مرکزی می‌گردد. به نظر می‌رسد که به‌رغم اینکه سطح قیمت‌ها در ایران تا حد زیادی تحت تأثیر حجم پول می‌باشد، اما این نمی‌تواند به معنی ارتباط بین نقش بانک مرکزی به عنوان یک عامل تأثیرگذار در حجم پول و در نتیجه سطح عمومی قیمت‌ها باشد. به عبارت دیگر به نظر می‌رسد که مشکلات ساختاری بودجه عمومی ایران و اثرپذیری شدید آن از نوسانات قیمت‌های نفت و در نتیجه درآمدهای نفتی، عملاً سیاست‌های مالی را تحت تأثیر قرار داده و در راستای آن بانک مرکزی و سیاست‌های پولی نیز تحت تأثیر قرار بگیرند. بررسی‌های صورت گرفته در این مقاله نشان داد که جزء سیکلی متغیرهای پولی، اجزای پایه پولی و سطوح قیمت‌ها همگی به طور قوی تحت تأثیر جزء سیکلی نوسانات درآمدهای نفتی دولت قرار می‌گیرند و بخشی از این متغیرها به طور همزمان و بقیه با یک وقفه یک ساله به نوسانات درآمدهای نفتی واکنش نشان می‌دهند. بنابراین در کوتاه مدت، به نظر می‌رسد که نوسانات مربوط به قیمت‌های نفت عملاً کنترل پایه پولی را از دست مسئولان بانک مرکزی خارج می‌کند. با توجه به این توضیحات، روشن می‌شود که بانک مرکزی در اقتصاد ایران عملاً به یک عنصر تأثیرپذیر از سیاست‌های مالی و نوسانات نفت در کوتاه مدت مبدل شده است. برای روشن شدن این موضوع در بلند مدت نیز از رهیافت هم‌انباشتگی استفاده شد. بر اساس این رهیافت مشخص شد که در بلند مدت، سطح قیمت‌ها به شدت تحت تأثیر کسری‌بودجه دولت و خالص حساب دارایی‌های خارجی قرار داشته و این دو متغیر در بلند مدت نه تنها در خلاف جهت یکدیگر حرکت می‌کنند، بلکه هر دو به طور مستقیم و غیر مستقیم تحت تأثیر قیمت‌های نفت می‌باشند. نتایج حاکی از آن بود که حجم پول نیز در کوتاه مدت در حذف انحرافات حاصله در روابط بلند مدت مدل نقش آفرینی می‌کند. در اقتصاد ایران اگرچه تغییرات حجم پول علت تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد، اما عامل برونزای نوسانات قیمت‌های نفت (و در نتیجه درآمدهای نفتی دولت) و کسری‌های بودجه دولت علت اصلی تغییرات حجم پول می‌باشند. همچنین تحلیل مربوط به توابع عکس‌العمل آنی در واکنش به یک شوک مثبت نفتی حاکی از واقعیات تحقق یافته در اقتصاد ایران می‌باشد.

## منابع

### الف- فارسی


۱- تقی‌پور انوشیروان، «**بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت، رشد پول و تورم در ایران: به روش معادلات همزمان**»، مجله برنامه و بودجه، شهریور و مهر ۱۳۸۲، ش ۶۶ و ۶۵.

۲- جلالی نائینی، سید احمد رضا و رضا شیوا،«**سیاست پولی، انتظارات عقلائی، تولید و تورم**»، سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی، ۱۳۷۲.

۳- ختائی، محمود و دانه کار،«**آثار رشد پولی قابل انتظار و غیر قابل انتظار بر محصول کل (مطالعه موردی: اقتصاد ایران طی سال‌های ۶۹-۱۳۵۰)**»، چهارمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، ۱۳۷۳.

۴- شاهمرادی، کاوند و ندری، «**برآورد نرخ بهرهٔ تعادلی در اقتصاد ایران (۴:۱۳۸۶-۴:۱۳۶۸) در قالب یک مدل تعادل عمومی**»، مجله تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ ۹۰، بهار ۱۳۸۹.

۵- عباسی‌نژاد، حسین ، افسانه شفیعی، «آیا در اقتصاد ایران پول واقعاً خنثی است؟»، تحقیقات اقتصادی، بهار، ش ۶۸.

۶- عباسی نژاد حسین، کاوند حسین، «**محاسبهٔ معیاری برای بهره‌وری در ایران با استفاده از رهیافت کالمن فیلتر**»، فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۶،ش ۳۱.

۷- کاوند حسین، باقری فریده، «**محاسبه شکاف تولید ناخالص داخلی با استفاده از یک مدل فضا - حالت**»، مجله دانش و توسعه، ۱۳۸۶، ش ۲۱.

۸- کمیجانی، اکبر و منجذب،«**آزمون توهم پولی بر اساس انتظارات عقلائی در اقتصاد ایران**»، ششمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، صفحات ۱۰۷-۸۳

۹- مهرآرا، محسن، «**تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران**»، مجله تحقیقات اقتصادی، ۱۳۷۷، شماره۵۳.

۱۰- مومنی وصالیان، هوشنگ، «**تحلیل رابطه کسری بودجه دولت و حساب جاری در ایران**»، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۷۸، شماره ۴۲.

۱۱- هژبر کیانی کامبیز، حلافی حمیدرضا، «بررسی رابطه بین کسری بودجه و تقاضای پول در اقتصاد ایران: کاربرد روش‌های یوهانسن - جوسیلیوس و خودبازگشتی با قفه‌های توزیعی»، مجله برنامه و بودجه، ۱۳۸۰، شماره ۶۰ و ۶۱.


### ب- لاتین


12- Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohre and Martin Uribe (1998), "**The perils of the Taylor rules**", C.V. Star Center for Applied Economics,NYU, working paper..

13- Demopoulos G. and Katsimbris M. and Miller S, (1987), "**Monetary Policy and Central-Bank Financing of Government Boudget Deficits: A Cross-Country Comparison**", European Economic Review 31, P 1023-1050.

14- Fair, Ray C. (1999),"**Estimated, simple and optimal interest rate rules**", mimeo.

15- Ireland, NBER Dec. 2005 THE MONETARY TRANSMISSION MECHANISM

16- Joines D., (1985), "**Deficits and Money Grwoth in the United States 1872-1983**", Journal of Monetary Economics 16, 329-351.

17- King, Robert, and Charles Plosser, "**Money, Deficits, and Inflation**",Carnegie-Rochester conference Series on Public Policy, 22, Spring 1985, pp.147-96.

18- Kozicki, Sharon (1999), "**How useful are Taylor rules for monetary policy?**", Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, SecondQuarter, 1999.

19- Orphanides, A. and D. Wilcox (1996), "**The Opportunistic Approach to Disination**", Finance Economic Discussion Paper Series, 96-24, Federal Reserve Board
20- Svensson (2003), "**What is wrong with Taylor rules? Using judgement in monetary policy through targeting rules**", Journal of Economic Literature, Vol. 41, No. 2 (Jun., 2003), pp. 426-477
21- Taylor, John B. "**Discretion Versus Policy Rules in Practice**", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39 (December 1993): 195-214.
22- Semmler W. and Zhang W, (2004), "**Monetary and Fiscal Policy Interactions in the Euro Area**", Empirica, Springer, vol. 31(2), pages 205-227.
23- Serletis A, Shahmoradi A., 2005, **Business Cycles and Natural Gas Prices**, OPEC Review 2005; 29(1); 75-84.

**جدول (۱): طرف منابع پایه پولی**

| | متوسط نرخ رشد پایه پولی و سهم اجزای طرف منابع پایه پولی در نرخ رشد آن | | | |
|---|---|---|---|---|
| | دهه ۵۰ | دهه ۶۰ | دهه ۷۰ | ۸۶-۸۱ |
| متوسط نرخ رشد پایه پولی | ٪۳۹.۹ | ٪۱۶.۹ | ٪۲۳.۴ | ٪۲۲ |
| متوسط سهم منابع پایه پولی در رشد پایه پولی: | | | | |
| الف) خالص دارایی‌های خارجی | ٪۳۳.۹ | ٪ -۰.۷ | ٪ -۰.۵ | ٪۴۶.۳ |
| ب) خالص بدهی بخش دولتی | ٪۲۰.۸ | ٪۱۸.۶ | ٪۱۶.۲ | ٪ -۶.۳ |
| ج) بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی | ٪۶.۳ | ٪۰.۸ | ٪۵.۱ | ٪۹.۶ |
| د) خالص سایر | ٪ -۲۱.۲ | ٪ -۱.۸ | ٪ -۳.۳ | ٪ -۲۶.۵ |

**جدول (۳): آزمون ریشه واحد**

| B.Logged Differences | | | | | A.Log Level | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Decision* | *KPSS*** | *pp* | *DFGLS(ERS)** | *ADF* | *KPSS*** | *pp* | *DFGLS(ERS)** | *ADF* | *Variables* |
| I(1) | 0.15 | 0.02 | -3.48 | 0.01 | 0.11 | 0.65 | -1.52 | 0.79 | *Log of CPI* |
| I(1) | 0.08 | 0.00 | -1.67 | 0.06 | 0.14 | 0.74 | -2.12 | 0.84 | *Log of GDP Deflator* |
| I(1) | 0.30 | 0.00 | -0.63 | 0.04 | 0.12 | 0.03 | -2.07 | 0.03 | *Log of Base Money* |
| I(1) | 0.23 | 0.00 | -1.15 | 0.12 | 0.08 | 0.10 | -1.92 | 0.07 | *Log of M1* |
| I(1) | 0.14 | 0.00 | -1.07 | 0.09 | 0.12 | 0.36 | -1.55 | 0.64 | *Log of M2* |
| I(1) | 0.21 | 0.00 | -10.33 | 0.00 | 0.41 | 0.00 | -1.09 | 0.83 | *Delta Gov Debt to GDP* |
| I(1) | 0.21 | 0.00 | -10.28 | 0.00 | 0.40 | 0.00 | -1.12 | 0.79 | *Deficit to GDP* |
| I(1) | 0.20 | 0.00 | -3.25 | 0.00 | 0.23 | 0.60 | -1.73 | 0.38 | *Net of Foreign Asset to GDP* |
| I(1) | 0.06 | 0.00 | -0.64 | 0.00 | 0.13 | 0.49 | -2.06 | 0.57 | *Oil Revenues to GDP* |

* 5% critical value= -1.95
**5% critical value= 0.463

* 5% critical value= -3.19
** 5% critical value= 0.146

جدول (۴) : آزمون‌های مربوط به تعداد بردارهای هم‌انباشته

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

| Quadratic | Linear | Linear | None | None | Data Trend: |
|---|---|---|---|---|---|
| Intercept | Intercept | Intercept | Intercept | No Intercept | Test Type |
| Trend | Trend | No Trend | No Trend | No Trend | |
| 5 | 4 | 3 | 4 | 2 | Trace |
| 5 | 4 | 3 | 4 | 3 | Max-Eig |

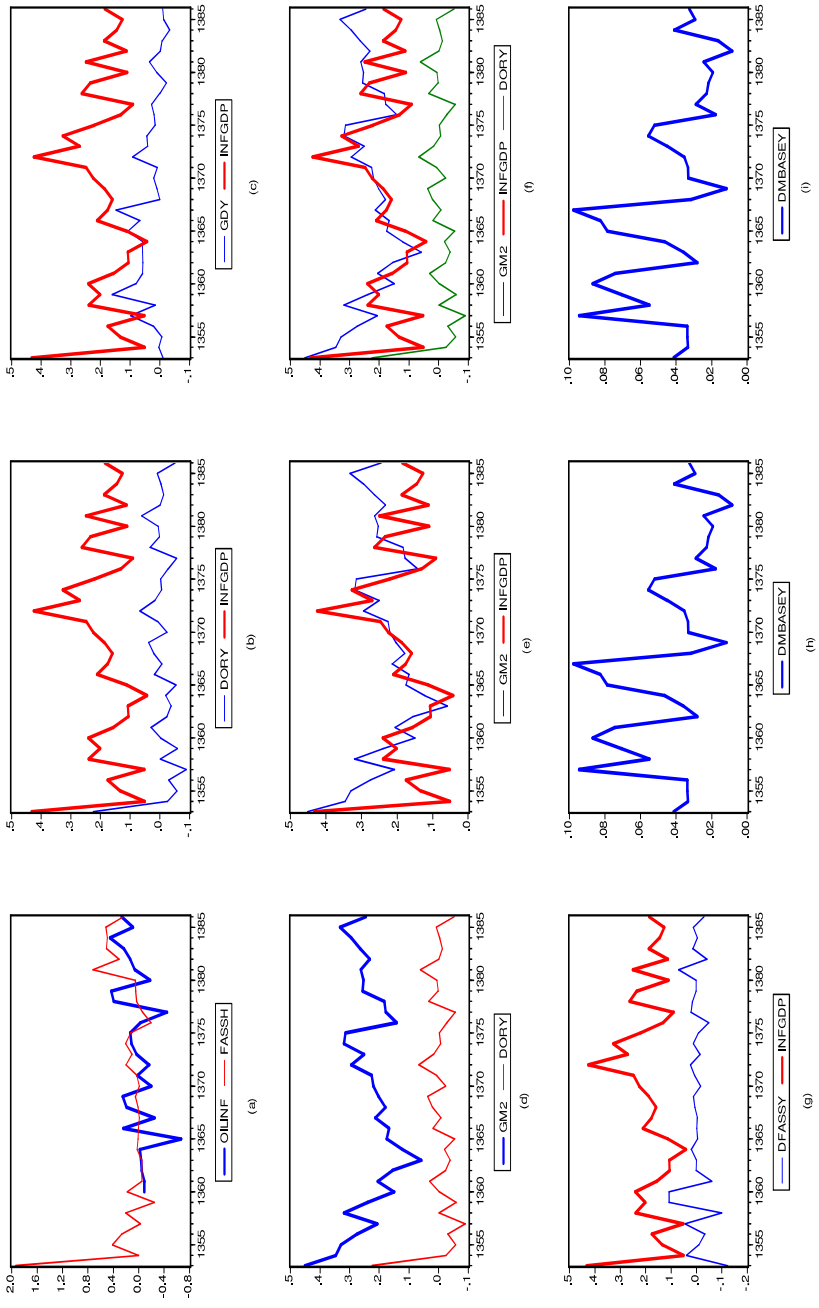
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

جدول (۵): تجزیه واریانس

| GDPDEF | M2 | GDY | FASSY | ORY | S.E. | Period |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 100.0000 | 0.033574 | 1 |
| 2.051395 | 0.994356 | 0.283072 | 1.297221 | 95.37396 | 0.043885 | 2 |
| 2.961991 | 1.042747 | 1.234344 | 2.463952 | 92.29697 | 0.050346 | 3 |
| 2.321253 | 1.613160 | 1.133889 | 7.131073 | 87.80062 | 0.057923 | 4 |
| 3.565721 | 3.856299 | 1.720809 | 9.098561 | 81.75861 | 0.064611 | 5 |
| 3.131675 | 8.120314 | 1.698115 | 9.536153 | 77.51374 | 0.070826 | 6 |
| 3.050147 | 9.838471 | 2.081282 | 9.822294 | 75.20781 | 0.074609 | 7 |
| 3.983191 | 11.77728 | 2.839092 | 9.257961 | 72.14248 | 0.079211 | 8 |
| 3.892034 | 13.89836 | 3.177714 | 9.145713 | 69.88618 | 0.082440 | 9 |
| 3.869016 | 15.05137 | 3.871618 | 9.105138 | 68.10285 | 0.084686 | 10 |
| 4.351282 | 16.01237 | 4.429362 | 8.915713 | 66.29127 | 0.087613 | 11 |
| 4.482263 | 17.02010 | 4.805066 | 8.940522 | 64.75205 | 0.090036 | 12 |
| 4.474802 | 17.77472 | 5.210564 | 8.947113 | 63.59280 | 0.092150 | 13 |
| 4.648742 | 18.22259 | 5.515960 | 8.929286 | 62.68342 | 0.094504 | 14 |
| 4.784107 | 18.68209 | 5.768752 | 8.941338 | 61.82372 | 0.096839 | 15 |
| 4.752148 | 19.13215 | 5.963152 | 8.976261 | 61.17629 | 0.098996 | 16 |

Cholesky Ordering: ORYT FASSY GDY M2 GDPDEF

نمودار (۱): هم‌حرکتی متغیرهای پولی، قیمتی و درآمد نفتی



نمودار(۲): واکنش متغیرهای پولی و مالی به یک واحد (انحراف معیار) شوک به درآمد نفتی دولت