

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۱/ بهار ۱۴۰۰/ صفحات ۲۱۴-۱۸۵

**تحلیل غیرخطی از رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی با
مدل هزینه فهرست‌بهای بال و منکیو (رویکرد خود رگرسیون
برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) در اقتصاد ایران)**

عطا جلال پور

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی یزد، atadagbar@gmail.com

سید یحیی ابطحی*

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، yahyaabtahi@yahoo.com

جلیل تونچی

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، ia.totonchi@yahoo.com

محمد علی دهقان تفتی

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد یزد، pejohesh.Dehghan@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۹/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۰۰/۰۲/۱۹

چکیده

در مطالعه حاضر به تحلیل غیرخطی از رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی با مدل هزینه فهرست‌بهای بال و منکیو در اقتصاد ایران با بکارگیری روش خودرگرسیون- برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) بر اساس فراوانی داده‌های فصلی طی بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۳۹۷ پرداخته می‌شود. مطابق با نتایج تخمین؛ مشخص گردید که همبستگی غیرخطی بین متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ تورم، قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی با شاخص سیاست پولی وجود داشته است. نتایج بیانگر آن است که تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی مثبت است، که دلیل آن را می‌توان به افزایش کالاهای سرمایه‌ای به دلیل افزایش درآمدهای نفتی مرتبط دانست که باعث افزایش تولید در کوتاه‌مدت شده است. تأثیر تکانه قیمت نفت بر تورم با توجه به تابع عکس‌العمل تا دوره سوم دارای اثر منفی است که دلیل آن را می‌توان افزایش واردات کالاها به دلیل افزایش درآمدهای نفتی دانست که از دوره سوم به بعد اثر این تکانه از بین می‌رود. تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی را نیز می‌توان در دوره کوتاه‌مدت مثبت دانست، ولی همان‌طور که از تابع عکس‌العمل مربوطه برمی‌آید، در بلندمدت تأثیری بر تولید ندارد، همچنین تأثیر تکانه پولی بر تورم مثبت است، بنابراین فرض رابطه پولی تورم رد نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، شکاف تولید، تورم، قیمت نفت، خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR).

طبقه‌بندی JEL: E52، E31، F44، E62، E69.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱. مقدمه

پول به‌عنوان یکی از ابزارهای کنترل اقتصاد در نظام‌های اقتصادی بشمار می‌رود. برای اعمال یک سیاست پولی موفق، لازم است مقامات پولی ارزیابی صحیحی از زمان و میزان تأثیر این سیاست بر متغیرهای اقتصادی داشته باشند. برای این منظور، درک و شناخت شرایط اقتصادی در زمان اجرای یک سیاست پولی از اهمیت خاصی برخوردار است. تغییر در حجم پول به‌عنوان مهم‌ترین عامل سیاست‌های طرف تقاضا با کمک سیاست‌های پولی به‌شدت تحت تأثیر عوامل برون‌زا مانند کسری بودجه، نوسانات درآمد نفتی و تغییرات نرخ ارز و غیره بوده است. از منظر اقتصاددانان، اتخاذ سیاست پولی مناسب برای سلامت یک اقتصاد ضرورت دارد؛ لیکن این سیاست‌ها همواره عوارضی داشته‌اند که باعث گردید سیاست‌گذاران با احتیاط از آن‌ها استفاده نمایند. سیاست پولی انقباضی اگرچه سطح تقاضا و تورم را پایین نگه می‌دارد، ولی سطح تولید را کاهش و باعث بیکاری می‌گردد. از سوی دیگر سیاست پولی انبساطی شدید ممکن است سطح تقاضا و تولید را افزایش دهد، لیکن تورم‌های مخرب را موجب خواهد شد. بنابراین بانک مرکزی اهدافی را برای کنترل نوسانات اقتصاد، تولید و اشتغال تعیین می‌نماید. در این سیاست‌ها برای نرخ‌های بهره اسمی و تورم نیز اهداف مشخصی را تعیین می‌نمایند. لیکن در مواقعی سیاست‌گذاران برای اهداف کوتاه‌مدت مانند ایجاد اشتغال بیشتر از نرخ طبیعی و یا کاهش شدید تورم از سیاست‌های دلبخواهی یا صلاح‌دیدی استفاده می‌کنند.

در اکثر کشورهای درحال توسعه و همچنین ایران، با توجه به ساختار نامناسب این کشورها، اثرات نوسانات پولی و ارزی بر متغیرهای حقیقی و اسمی کشور کاملاً مشخص نیست و علی‌رغم وجود نظریات و مکاتب مختلف، تطبیق اثرات سیاست‌های پولی این کشورها با نظریات مختلف، نیازمند مطالعات دقیق است. به‌طورکلی در این گروه کشورها، پذیرش کارایی اقدامات مالی دولت و محدودیت نقش عامل پول، تنها در پشتیبانی از اقدامات مالی، موجب کم‌اهمیت دانستن حدود تأثیرات عامل پولی در اقتصاد می‌شود و به‌عبارت‌دیگر، سیاست‌های پولی مستقل وجود نداشته است و تغییر در حجم پول به‌عنوان مهم‌ترین عامل سیاست‌های طرف تقاضا با کمک سیاست‌های پولی به‌شدت تحت تأثیر عوامل برون‌زا مانند کسری بودجه، نوسانات درآمد ارزی و غیره بوده است. کشورهای مختلف برای جلوگیری از مشکلات به وجود آمده و جلوگیری از بروز

مسئله تورم و همچنین جهت رسیدن به هدف مذکور برای هدایت و راهبری سیاست پولی خود از شیوه‌ها و نظام‌های پولی متفاوتی چون هدف‌گذاری نرخ ارز، هدف‌گذاری حجم پول و هدف‌گذاری تورم بهره‌جسته‌اند. اعتقاد بر این است که اگر نرخ ارز بتواند کاملاً آزاد تغییر کند، ممکن است قیمت‌ها در اقتصاد با سرعت بیشتری تغییر کنند و در ادبیات موجود نیز در اغلب موارد، نوسان گریبان‌گیر نرخ ارز بوده است. بنابراین نوسان نرخ ارز، انتظارات عوامل را در مورد تغییرات در اندازه و حجم عرضه پول، نرخ‌های سود و درآمد منعکس می‌کند و همه این عوامل بر بخش‌های مختلف اقتصاد کشور تأثیر می‌گذارد. طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱ و نیز سال‌های ۱۳۷۹، ۱۳۸۱، ۱۳۸۴ شوک‌های بزرگ پولی از بالاترین احتمال وضعیت در اقتصاد ایران برخوردار بوده است. در سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۷۵ وجود دو عامل سبب افزایش حجم پول و نقدینگی و بروز شوک‌های بزرگ پولی در اقتصاد ایران شده است. عامل اول ایجاد حساب ذخیره‌ی تعهدات ارزی به دنبال شناور شدن نرخ ارز طی این سال‌ها بود که سبب افزایش حساب بدهی دولت به بانک مرکزی شد و موجبات افزایش حجم پول را فراهم ساخت. عامل دوم، افزایش بدهی شرکت‌های دولتی به سیستم بانکی بود که سبب شده است رقم تغییر درمانده بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی از ۲۲۵۴ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۱ به ۱۰۸۴۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۵ افزایش یابد. در سال ۱۳۸۱ نیز مجدداً رقم تغییر درمانده بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی نسبت به سال قبل از رشدی معادل ۳۳۲ درصد برخوردار بوده است. از طرف دیگر مانده بدهکار حساب ذخیره تعهدات ارزی که به دلیل بازپرداخت بخشی از بدهی‌های دولت به بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۷۹ کاهش‌یافته بود در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۳ دوباره افزایش یافت. بنابراین بررسی منشأ پیدایش شوک‌های بزرگ پولی در اقتصاد ایران طی دوره‌ی موردبررسی نشان می‌دهد که سیاست مالی دولت و بدهی قابل‌توجه بخش دولتی به سیستم بانکی منشأ بروز شوک‌های بزرگ پولی شده است و به دلیل عدم وجود استقلال بانک مرکزی، سیاست‌های پولی نیز در این دوران از استقلال لازم برخوردار نبوده‌اند. گروهی از اقتصاددانان سیاست‌های پولی را برای دستیابی به اهداف اشتغال کامل، تثبیت قیمت‌ها، افزایش تولید و توزیع عادلانه بیان کردند و در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار است که صاحب‌نظران

اقتصادی درزمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید دارای اختلاف نظر هستند. استودن^۱ (۱۹۹۴)، پلاسر^۲ (۱۹۸۹)، کیدلند و پرسکات^۳ (۱۹۹۰) و لانگ و پلاسر^۴ (۱۹۸۳)، معتقدند که سیاست‌های پولی تأثیری بر تولید ندارد، درحالی‌که اقتصاددانان بلانچارد^۵ (۱۹۸۷)، میشکین^۶ (۱۹۹۸)، فریدمن و شوارتز^۷ (۱۹۶۳)، به نحوی تأثیر سیاست‌های پولی را برافزایش تولید را پذیرفته‌اند. مطالعات تجربی بسیاری نظیر هافر و همکاران^۸ (۲۰۰۷)، فاوارا و گیوردانی^۹ (۲۰۰۹)، درزمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید در کشورهای مختلف صورت گرفته است که نتایج یکسان در بررسی متغیرهای نداشتند. اختلاف در نتایج به دست آمده ممکن است ناشی از به کارگیری تنوع در مدل انتخابی، پیش فرض‌ها، ساختار اقتصادی حاکم بر جامعه و انواع روش‌های تخمین مدل باشد (لیو و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۷). مطالعات تجربی بسیاری نظیر رحمان و سرلتیس^{۱۱} (۲۰۱۰)، کاراس^{۱۲} (۱۹۹۶)، ون دیک و فرانس^{۱۳} (۱۹۹۹) و دافرنات، میگنان و پگویین (۲۰۰۴)، نشان دادند که سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی از جمله تولید تأثیر نامتقارن (غیرخطی) دارد. به عنوان مثال تأثیر سیاست‌های پولی انبساطی بر تولید همانند نقش سیاست‌های پولی انقباضی نیست.

مطالعات فوق نشان می‌دهد که اثر سیاست‌های پولی انقباضی بر تولید بیش از اثر سیاست‌های پولی انبساطی است. در مطالعات دیگر، نقش تکانه‌های پولی کوچک و بزرگ بر تولید بررسی شده است. بررسی تأثیر تکانه‌های پولی مثبت و منفی یکی دیگر از مقوله‌های مطالعاتی در این زمینه است. از جمله زمینه‌های تأثیر نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید، اثربخشی این سیاست‌ها در دوره‌های رونق یا رکود است.

¹ Studen

² Placer

³ Kidland & Prescott

⁴ Long & Placer

⁵ Blanchard

⁶ Mishkin

⁷ Fredman & Schwartz

⁸ Hoffer et al.

⁹ Favara & Giordani

¹⁰ Liu et al.

¹¹ Rahman & Serletis

¹² Karas

¹³ Van Dick & France

در مطالعه حاضر با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) به تحلیل غیرخطی از رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی در اقتصاد ایران با مدل هزینه فهرست‌به‌های بال و منکیو با فواصل درون‌زای تعدیل قیمت طی بازه زمانی ۱۳۶۸-۱۳۹۷ پرداخته می‌شود. پرسش اصلی پژوهش حاضر این است که آیا در اقتصاد ایران قواعد سیاست‌های پولی در تولید به وضعیت ادوار تجاری بستگی دارد. با توجه به حساسیت موضوع و تأثیر احتمالی سیاست‌های پولی بر هر یک از متغیرهای اسمی یا حقیقی اقتصاد، انجام تحقیقی که رابطه متغیرهای کلان را در اثربخشی غیرخطی سیاست پولی در اقتصاد ایران نشان دهد، ضروری است که در ادامه به تفصیل به بررسی موضوع حاضر پرداخته می‌شود. همچنین در ادامه ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده است که در بخش دوم مبانی نظری شامل تئوری‌های مطرح و نتایج مطالعات تجربی صورت گرفته در ارتباط با موضوع ارائه شده است. در بخش سوم مدل، روش تحقیق و آزمون‌های مورد استفاده بیان شده است. بخش چهارم نیز به نتایج آزمون‌ها و تخمین مدل اختصاص یافته است. در بخش پنجم خلاصه و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

تلاش تعداد زیادی از محققین برای درک ارتباط بین سیاست پولی و متغیرهای کلان اقتصادی منجر به توسعه چارچوبی شده است که مدل نئوکینزی نامیده می‌شود و به‌طور گسترده برای تجزیه و تحلیل سیاست پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. از دهه‌های ۱۹۳۰ برخی از اقتصاددانان نظیر کینز و پیگو این بحث را مطرح کردند که سیاست پولی می‌تواند اثرات نامتقارنی روی تولید در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی داشته باشد. در واقع چنانچه بتوان بخشی از منحنی عرضه را عمودی در نظر گرفت، سیاست‌های پولی اثرات کمتری روی تولید در زمان رونق خواهد داشت. کاور^۱ (۱۹۹۹) تأکید دارد که ادبیات تجربی کلاسیک‌های جدید در رابطه با اثرات تکانه‌های پولی تمایزی میان شوک‌های مثبت و منفی پولی قائل نمی‌شوند. اگر این بحث صحیح باشد و چنین تمایزی با اهمیت باشد، آنگاه رویکرد سنتی برای آزمون خنثی بودن تغییرات غیرمنتظره پولی معتبر نبوده و شرایط اقتصادی را چه در دوره رکود و چه در دوره

^۱ Kover

رونق برای تحلیل اثرات تکانه‌های پولی نادیده می‌گیرد. در ادامه به بررسی مبانی نظری مدل هزینه فهرست‌بهای بال و منکیو با فواصل درون‌زای تعدیل قیمت در رابطه با موضوع حاضر پرداخته می‌شود.

۲-۱- بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی با مدل هزینه فهرست‌بهای^۱ بال و منکیو با فواصل درون‌زای تعدیل قیمت:

در الگوی هزینه فهرست‌بهای (هزینه منو) پویا فرض می‌شود که یک‌روند تورمی وجود دارد، یعنی قیمت‌ها به‌طور متوسط در هر دوره افزایش می‌یابند. در این الگو عدم‌تقارن تکانه پولی را می‌توان مبتنی بر این فرض که بنگاه‌ها با تغییر قیمت متحمل هزینه فهرست‌بها می‌شوند، به سهولت توضیح داد. با فرض ثابت بودن سایر شرایط، یک تکانه پولی مثبت منجر به افزایش قیمت نسبی برای محصول بنگاه نماینده می‌شود. تکانه منفی پولی نیز اثرات معکوسی ایجاد می‌نماید. در حالت وجود روند تورمی، با ایجاد یک تکانه منفی پولی، بنگاه نماینده ممکن است تصمیم بگیرد قیمت اسمی محصول خود را هیچ تغییری ندهد و هیچ هزینه‌ای برای تغییر فهرست‌بها نپردازد، زیرا وجود تورم به‌طور خودکار قیمت نسبی را کاهش می‌دهد. اما از آنجایی که در حضور یک تکانه پولی مثبت، قیمت نسبی مطلوب برای محصول بنگاه افزایش می‌یابد و تورم، منتهی به کاهش قیمت نسبی برای محصول بنگاه می‌شود، احتمالاً بنگاه در واکنش به تکانه مثبت پولی، هزینه فهرست‌بها را پرداخته و قیمت محصول خود را افزایش می‌دهد. لذا تکانه مثبت پولی با تعدیل قیمت‌ها به‌طرف بالا کمترین تأثیر را بر سطح تولید بجای می‌گذارد. بنابراین وجود روند تورمی در مدل بال و منکیو متضمن آن است که تولید کل، واکنش به‌مراتب بزرگ‌تری از تکانه‌های منفی پولی نسبت به تکانه‌های مثبت پولی می‌پذیرد. دیدگاه‌های مختلفی در خصوص تعامل میان بخش پولی و حقیقی اقتصاد وجود دارد. هرچند طبق فروض کلاسیک‌ها تا قبل از بحران بزرگ ۱۹۲۹ هیچ تعاملی میان متغیرهای حقیقی و اسمی در کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود نداشت، اما امروزه بسیاری از اقتصاددانان معتقدند که تغییرات در قیمت‌ها و حجم پول یعنی شوک‌های اسمی، رفتار متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌دهند.

^۱ Menu Cost

در تئوری کلاسیک‌های جدید، پول عاملی خنثی محسوب می‌شود. مطابق این نظریه در یک اقتصاد، تغییر پیش‌بینی‌شده در حجم پول منجر به تغییرات متناسب در متغیرهای اسمی مانند قیمت‌ها و دستمزدها می‌گردد، بدون آن‌که تأثیری بر متغیرهای حقیقی داشته باشد. در کل تئوری اقتصادی تعامل میان متغیرهای اسمی و حقیقی را رد نمی‌کند اما چگونگی ارتباط بستگی به طبیعت شوک مربوطه دارد. باین‌حال خنثی بودن پول جز اساسی‌ترین پیش‌بینی‌های تئوری کلاسیک‌های جدید است و مطابق با آن شوک‌های پولی به مفهوم تغییرات در پایه پولی اثرات حقیقی ندارند. اگرچه شوک‌های پولی نوسانات عظیمی را در قیمت‌ها و متغیرهای اسمی دیگر ایجاد می‌کنند اما تولید، اشتغال و دستمزدهای حقیقی تغییری نمی‌کنند. اکثر اقتصاددانان خنثی بودن پول را حداقل در دوره‌های کوتاه‌مدت نمی‌پذیرند. در حقیقت بسیاری از محققان سهم بزرگی از نوسانات تجاری را به شوک‌های پولی نسبت می‌دهند. نظرگاه مشترک گروه مذکور آن است که انبساط پولی محرک فعالیت‌های حقیقی اقتصادی است. همین‌طور یک انقباض پولی منجر به رکود می‌گردد. کینزین‌ها و طرفداران مکتب پولی به هنگام تجزیه و تحلیل اثر متغیرهای پولی بر بخش حقیقی، تمایزی میان پول پیش‌بینی‌شده و پول پیش‌بینی‌نشده قائل نیستند. در این الگوها پول پیش‌بینی‌شده و سیاست‌های پولی سیستماتیک نیز تأثیرات حقیقی ایجاد می‌کنند بر مبنای تئوری اشاره شده توسط بال و رومر^۱ (۱۹۹۰) و بال و منکیو^۲ (۱۹۹۴) اقتصادی را در نظر بگیرید که در آن تعداد زیادی کارگزار اقتصادی وجود دارند که قیمت‌ها را تنظیم می‌کنند، هر یک از این افراد می‌تواند تولیدکننده یا مصرف‌کننده باشد. هر یک از این تولیدکننده‌ها یک کالای متفاوت را تولید می‌کند و کالای خود را در سطح قیمت اسمی P_i می‌فروشد. چنانچه در اقتصاد هزینه‌ای به نام هزینه فهرست‌بها^۳ وجود داشته باشد که به وسیله $s > 0$ نمایش داده شود و با فرض این‌که مطلوبیت یک کارگزار نوعی به صورت زیر باشد:

$$U_i = G\left(Y, \frac{P_i}{P}\right) - sD_i \quad (1)$$

¹ Ball & Romer

² Ball & Mankiw

³ Menu Cost

به طوری که در عبارت فوق Y بیانگر کل مخارج حقیقی صرف شده است و P نشان دهنده سطح کل قیمت‌ها است، D_i نیز متغیر دامی است به طوری که اگر سطح قیمت‌ها تغییر کنند برابر با یک شده و برای حالت دیگر برابر با صفر است. با این فرض که تمامی قیمت‌ها به یک نسبت تغییر کنند. به طوری که $Y = M/p$ باشد یعنی برای فرد مخارج حقیقی وی برابر با مانده حقیقی نگهداری شده باشد. معادله (۱) را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$U_i = G\left(\frac{M}{p}, \frac{P_1}{p}\right) - sD_i \quad (۲)$$

به طوری که در صورت وجود نداشتن هزینه فهرست بهاء S صفر می‌شود. مطلوبیت هر کارگزار در صورتی که تغییری در قیمت رخ ندهد را می‌توان به صورت $U^{NA} = G(M, 1)$ نشان داد. حال اگر کارگزار اقتصادی تصمیم به تغییر در قیمت بگیرد، مطلوبیت را می‌توان به صورت $U^{CP} = G\left(M, \frac{P_i^*}{p}\right) - s$ نشان داد. در این صورت در حالت تعادلی می‌توان نوشت که:

$$U^{NA} - U^{CP} > 0 \rightarrow G\left(M, \frac{P_i^*}{p}\right) - G(M, 1) < 0 \quad (۳)$$

این شرط دلالت بر این دارد که می‌توان یک بازه انفعالی برای تغییرات در عرضه پول در نظر گرفت که برای قرار گرفتن مجدد در تعادل امکان‌پذیر باشد.

نتایج الگوی عدم تقارن کینز با مدل هزینه فهرست‌بها بال و منکیو (۱۹۹۴) سازگار است. در الگوی هزینه فهرست‌بها پویا فرض می‌شود که یک‌روند تورمی وجود دارد، یعنی قیمت‌ها به طور متوسط در هر دوره افزایش می‌یابند. در این الگو عدم تقارن شوک پولی را می‌توان مبتنی بر این فرض که بنگاه‌ها با تغییر قیمت متحمل هزینه فهرست‌بها می‌شوند، به سهولت توضیح داد. با فرض ثابت بودن سایر شرایط، یک شوک پولی مثبت منجر به افزایش قیمت نسبی برای محصول بنگاه نماینده می‌شود. شوک منفی پولی نیز اثرات معکوسی ایجاد می‌نماید. در حالت وجود روند تورمی، با ایجاد یک شوک منفی پولی، بنگاه نماینده ممکن است تصمیم بگیرد قیمت اسمی محصول خود را هیچ تغییری ندهد و هیچ هزینه‌ای برای تغییر فهرست‌بها نپردازد زیرا وجود تورم به طور خودکار قیمت نسبی را کاهش می‌دهد. اما از آنجائی که در حضور یک شوک پولی مثبت، تورم سبب شده که قیمت نسبی مطلوب برای محصول بنگاه افزایش می‌یابد، احتمالاً بنگاه در واکنش به شوک مثبت پولی، هزینه فهرست‌بها را پرداخته و قیمت محصول خود را افزایش می‌دهد. لذا شوک مثبت پولی با تعدیل قیمت‌ها به طرف

بالا کمترین تأثیر را بر سطح تولید بجای می‌گذارد. بنابراین وجود روند تورمی در مدل هزینه‌های منو بال و منکیو متضمن آن است که تولید کل، واکنش به مراتب بزرگ‌تری از شوک‌های منفی پولی نسبت به شوک‌های مثبت پولی می‌پذیرد. دیلانگ و سامرز^۱ (۱۹۸۸) و کاور (۱۹۹۲) به آزمون اینکه شوک‌های سیاست پولی پیش‌بینی‌نشده مثبت و منفی بر سطح فعالیت‌های حقیقی ایالات متحده اثرگذار می‌باشند یا خیر پرداختند بنابراین می‌توان مبنای تجربی بکار برده شده را به صورت زیر نشان داد. ابتدا به برآورد معادلات هم‌زمان زیر پرداخته می‌شود:

$$\Delta m_t = \varphi(l)\Delta m_{t-1} + \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۴)$$

و

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^+ \varepsilon^+ + \beta^- \varepsilon^- + \xi_t \quad (۵)$$

به طوری که در معادله فوق Δ عملگر تفاضل اول است و m_t مقدار حجم پول را به عنوان یک عاملی سیاست پولی نشان می‌دهد و $\varphi(l)$ یک عملگر وقفه چند جمله‌ای است و θ نیز ضریب برداری از پارامترها است x_{t-1} نیز برداری از برآوردگرهای تعیین شده است که نشان‌دهنده عکس‌العمل متغیرهای سیاستی درون‌زا است که شامل متغیرهای مثل بیکاری و تغییرات در پایه پولی و تغییرات در تولید و مازاد بودجه دولت و تغییرات در نرخ بهره و تورم است. y_t نشان‌دهنده سطح تولید حقیقی اقتصاد است و ψ ضریب برداری از پارامترها است و z_t بردار برآوردگرها است که شامل وقفه تغییرات در تولید بوده و ε^+ و ε^- بخش مثبت و منفی شوک‌های پولی وارده بر اقتصاد است.

شوک‌های مثبت و منفی بیان شده در معادله (۵) را می‌توان به این صورت تعریف کرد:

$$\varepsilon_t^+ \equiv \max(0, \varepsilon_t), \varepsilon_t^- \equiv \min(0, \varepsilon_t) \quad (۶)$$

معادله (۴) نشان‌دهنده روند سیاست پولی است و معادله (۵) نیز بیانگر تولید کل است. فرض نامتقارن بودن تأثیرات با فرض اینکه β^+ برابر با β^- است مورد آزمون قرار می‌گیرد رد این فرضیه معادل است با اینکه β^+ دارای تفاوت معنی‌داری از صفر نیست که حمایت‌کننده از فرضیه ما است که شوک‌های مثبت تأثیرگذاری کمی بر بخش حقیقی دارند.

^۱ Delange & Summers

اکنون می‌توان این روش‌شناسی مطرح‌شده را به دو بخش تقسیم کرد. بخش اول به این صورت است که بر طبق مباحث نظری مطرح‌شده در قبل تأکید شد که شوک‌های پولی مثبت دارای اثرات موقت بر تولید است، زیرا سری زمانی تولید حقیقی اقتصاد دارای ریشه واحد است، پس شوک‌های پولی مثبت باید دارای اثرات ناچیز و موقتی باشند. بنابراین می‌توان تصریح معادله فوق را به صورت زیر تغییر داد.

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta(e_t - e_{t-1}) + \xi_t \quad (7)$$

به طوری که β برداری از پارامترها است و e_t نیز نشان‌دهنده شوک‌های پولی پیش‌بینی‌نشده است و این عمل نشان‌دهنده این است که شوک‌های پولی منفی دارای اثرات حقیقی بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های پولی مثبت خواهند داد.

بخش دوم را می‌توان به این صورت بیان نمود که نه تنها بین شوک‌های پولی مثبت و منفی تفاوت باید قائل شد، بلکه بر روی کوچکی و بزرگی این شوک‌ها نیز باید تمرکز کرد. بنابراین در یک مدل تصادفی، هزینه فهرست‌بها یک تمایز مرتبط بین شوک‌های کوچک و بزرگ بر پایه نوسانات شوک‌های پولی پیش‌بینی‌نشده قائل شد.

در پی مدل‌سازی بخش دوم به توصیف تغییرات در میانگین غیرشرطی یا واریانس غیرشرطی می‌پردازیم تا بتوان به تعریف شرایط تغییرپذیری یا عدم‌تغییرپذیری پرداخت که این حالت را با $s_t = 0,1$ نشان می‌دهیم. بر طبق شرایط ذکرشده اکنون می‌توان به برآورد معادله سیاست پولی پرداخت. برای تغییر در میانگین و واریانس غیرشرطی مدل زیر تصریح شده است.

$$(\Delta m_t - \mu(s_t)) = \varphi(l)(\Delta m_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \theta x'_{t-1} + \sigma(s_t)\eta_t \quad (8)$$

به طوری که $\varphi(l)$ عملگر وقفه چندجمله‌ای است و همچنین θ نیز برداری از پارامترها است و x'_{t-1} برداری از میانگین‌های متغیرهایی است که از دوره قبل تعیین شده است. $\mu(s_t)$ و $x - \mu_x$ بیانگر میانگین متغیر وابسته می‌باشند و s_t نیز ارزش مجزای متغیر وضعیت است و η_t جمله اخلاص است که دارای توزیع یکسان مستقل نرمال با میانگین صفر و واریانس یک می‌باشند که وابسته به مقدار مجزای s_t می‌باشند.

با فرض بزرگ و یا کوچک بودن شوک‌های درون مدل فرض کنید که رشد پولی مورد انتظار در دوره t با اطلاعات دوره $t-1$ داده‌شده باشد و به صورت مجموعه اطلاعاتی که به صورت لحظه به لحظه بهبود می‌یابد باشد. در این صورت رشد پولی مورد انتظار به صورت زیر خواهد بود:

$$E_{t-1}^* \Delta m_t = (\mu_0 + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{01}))) + \Theta x_{t-1} \text{ اگر } s_t = 0 \quad (۹)$$

$$E_{t-1}^* \Delta m_t = (\mu_0 + \Delta \mu + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{11}))) + \Theta x_{t-1} \text{ اگر } s_t = 1 \quad (۱۰)$$

به طوری که در عبارات فوق * نشان‌دهنده مجموعه اطلاعاتی است که شامل حقایق اقتصادی است و π_{01} احتمال انتقال از وضعیت صفر به یک است که می‌توان به صورت $\pi_{ij} = P(s_t = i | s_{t-1} = j), i, j = 0, 1$ تعریف می‌شود و π_{11} احتمال ماندن در وضعیت یک در دوره بعد به شرطی که در دوره قبل نیز در وضعیت یک بوده باشیم. شوک‌های سیاست پولی پیش‌بینی نشده را می‌توان به دو صورت زیر تعریف کرد:

$$\varepsilon_{0t} = \Delta m_t - \left[\begin{array}{c} \mu_0 + \varphi \\ (\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{01})) + \Theta x_{t-1} \end{array} \right] \sim N(0, \sigma_0^2)$$

$$\varepsilon_{1t} = \Delta m_t - \left[\begin{array}{c} \mu_0 + \Delta \mu + \varphi \\ (\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{11})) + \Theta x_{t-1} \end{array} \right] \sim N(0, \sigma_1^2)$$

به منظور استفاده درست از اطلاعات و برآورد مدل نیاز به این داریم که بدانیم در کدام وضعیت هستیم. اگر فرض کنیم که احتمال شرطی اطلاعات در دسترس در دوره t به صورت $P(s_t = i | I_t)$ باشد که در این حالت در وضعیت i در زمان t قرار داریم به منظور تعدیل‌سازی شرایط ذکر شده از فیلتر همیلتون استفاده می‌کنیم. فرض کنید که وضعیت صفر بیانگر حالتی باشد که واریانس شوک سیاست پولی پیش‌بینی نشده کم باشد یا به عبارت دیگر نوسانات شوک پولی کم باشد، پس می‌توان رفتار دو شوک را به صورت زیر تعریف کرد:

$$e_t^S \equiv (\Delta m_t - [\mu_0 + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{01})) + \Theta x_{t-1}]) \times P(s_t = 0 | I_t) \quad (۱۱)$$

$$e_t^B \equiv (\Delta m_t - [\mu_0 + \varphi(\Delta m_{t-1} - (\mu_0 + \Delta \mu \pi_{11})) + \Theta x_{t-1}]) \times P(s_t = 1 | I_t) \quad (۱۲)$$

سپس هر یک از این دو شوک را می‌توان به دو بخش مثبت و منفی تفکیک کرد که می‌توان به صورت شوک + (مثبت) و شوک - (منفی) نشان داد، بر طبق روش ذکر شده در مراحل قبل می‌توان به معرفی این شوک‌ها پرداخت. بر طبق مراحل ذکر شده می‌توان چهار نوع شوک پولی به صورت $\{e_t^{B+}, e_t^{B-}, e_t^{S+}, e_t^{S-}\}$ تعریف کرد که در آن e_t^{B+} شوک پولی مثبت بزرگ است و e_t^{B-} شوک پولی منفی بزرگ و e_t^{S+} شوک پولی مثبت کوچک و e_t^{S-} شوک منفی کوچک است. این ساختار به ما اجازه می‌دهد تا به آزمودن اثرات نامتقارن شوک‌های پولی با توجه به فرآیند ذکر شده بپردازیم.

اکنون می‌توان به‌طور مشترک معادله سیاست پولی و معادله تولید را به‌صورت زیر نوشت:

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^{B+} \Delta e_t^{B+} + \beta^{B-} \Delta e_t^{B-} + \beta^{S+} \Delta e_t^{S+} + \beta^{S-} \Delta e_t^{S-} + \xi_t \quad (۱۳)$$

ابتدا ما به برآورد معادله (۷) و (۱۳) می‌پردازیم با تحمیل کردن اینکه ضرایب β برابر با صفر باشند، به این معنی است که پول اثرات حقیقی ندارد. به‌طور مثال آزمون فرض زیر نشان می‌دهد که اثرات همگی شوک‌های پولی مثبت و منفی چه کوچک و چه بزرگ یکسان است.

$$H_0: \beta^{B+} = \beta^{B-} = \beta^{S+} = \beta^{S-}$$

اگر فرض صفر رد شود، به این معنی است که ما دارای شوک‌های پولی نامتقارن هستیم. ابتدا فرض کنید که دارای شوک‌های پولی مثبت و منفی نامتقارن هستیم که دارای اثرات متفاوت هستند. این امر را می‌توان به‌وسیله دو مرحله آزمون کرد. بر طبق این فرض این نباید چندان مهم باشد که شوک‌های پولی کوچک یا مثبت هستند پس می‌توان به‌صورت زیر بر این امر تأکید کرد که فرض زیر موجود است (لین و ویزا، ۲۰۱۹):

$$H_0: \beta^{B+} = \beta^{S+} \text{ و } \beta^{B-} = \beta^{S-}$$

این فرض دلالت بر این دارد که شوک‌های پولی مثبت و منفی بزرگ دارای اثرات متقارن و شوک‌های پولی کوچک و بزرگ منفی دارای اثرات متقارن هستند و رد این فرض نیز دلالت بر این دارد که نه‌تنها شوک‌های مثبت و منفی دارای اثرات متفاوت هستند، بلکه شوک‌های بزرگ و کوچک نیز دارای اثرات نامتقارن هستند.

کیم^۲ (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به بررسی عدم اطمینان سیاست‌های هزینه دولت و فعالیت اقتصادی برای کشور آمریکا و با استفاده از مدل VAR پرداختند. این مدل نشان می‌دهد که افزایش عدم اطمینان در سیاست‌های هزینه‌های دولت تأثیرات منفی قابل توجه و طولانی مدت بر فعالیت‌های اقتصادی دارد. به نظر می‌رسد حق بیمه تأمین مالی خارجی شرکت‌ها کانال انتقال مهمی از شوک عدم اطمینان سیاست‌های هزینه دولت است.

^۱ Lin & Weise

^۲ Kim

گادنس^۱ (۲۰۲۰) در مطالعه‌ای به بررسی عدم قطعیت سیاست مالی و فعالیت اقتصادی در آفریقای جنوبی با بکارگیری مدل‌های نوسانی آرچ و گارچ برای بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۰ پرداخت. نتایج بر اساس مدل‌های پیش‌بینی خطی که عدم تقارن را نشان می‌دهد، نشان می‌دهد که به طور کلی عدم اطمینان سیاست مالی بالا اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی واقعی نشان می‌دهد در حالی که عدم قطعیت مالی کم اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی واقعی دارد. نوسانات زیاد (خبرهای بد) به‌طور کلی تأثیر بیشتری نسبت به نوسانات کم (خبر خوب) دارد. این اختلاف به ویژه برای پاسخ به تولید ناخالص داخلی واقعی به عدم اطمینان مالیات سرمایه و عدم اطمینان از هزینه‌ها بسیار مهم است. بنابراین عدم قطعیت سیاست مالی تأثیر نامتقارن بر فعالیت اقتصادی واقعی در آفریقای جنوبی دارد.

سیدنی و همکاران^۲ (۲۰۱۹) در مقاله‌ای به بررسی رابطه نوسانات اقتصادی و ادوار تجاری با بکارگیری مدل ساختاری (SVAR) پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که؛ عدم قطعیت و نوسان در شاخص‌های اقتصاد کلان در رکود اقتصادی اغلب پاسخی درونی به شوک‌های خروجی است، در حالی که عدم اطمینان در مورد بازارهای مالی احتمالاً منبع نوسانات تولید است. یافته‌ها همچنین نشان می‌دهد که عدم اطمینان و نوسان در شاخص‌های اقتصاد کلان در رکود اقتصادی نقش مهمی ایفا می‌کند و عامل اصلی رکود اقتصادی، نوسانات در شاخص‌های ارزی، بحران‌های مالی، نوسانات نفتی و شوک‌های پولی است.

کیوتاکا و مور^۳ (۲۰۱۹) در مطالعه خود به بررسی رابطه بین نقدینگی، ادوار تجاری و سیاست پولی پرداختند. در این مطالعه نقش سیاست پولی بر بروز نوسانات در فعالیت‌های اقتصادی و قیمت دارایی‌ها بررسی شد. برای این منظور از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) به منظور استخراج تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار استفاده شد. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که در شرایط بروز ادوار تجاری در اقتصاد عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به هدف‌گذاری نرخ تورم و تولید متفاوت بوده است و سیاست پولی منجر به بروز نوسانات در فعالیت‌های حقیقی اقتصاد می‌شود.

¹ Goodness

² Sydney et al.

³ Kiyotaki & Moore

لین و ویز (۲۰۱۹) به طراحی یک مدل کینزین جدید به منظور بررسی رابطه بین ادوار تجاری و سیاست پولی پرداختند. در این مطالعه با استفاده از جایگزینی بین نیروی کار و سرمایه تأثیر سیاست پولی بر بخش حقیقی بررسی شد. نتایج این مطالعه بیانگر این بود که شوک‌های قیمتی بر روی دستمزدها، تولید و اشتغال تأثیرگذار هستند. همچنین متغیرهای سهم اشتغال از تولید و رشد اقتصادی واکنش معنی‌داری به شوک واردشده از ناحیه بهره‌وری و سیاست پولی از خود نشان داده‌اند.

کارامان (۲۰۱۷)^۱ در مطالعه‌ای به بررسی شوک‌های ارزی، سیاست‌های بانک مرکزی و چرخه‌های تجاری با استفاده از مدل حداقل مربعات تعمیم‌یافته پرداختند. نتایج برآورد شواهد نشان می‌دهد که استقلال بانک مرکزی اثر منفی شوک‌های نا اطمینانی ارزی را کاهش می‌دهد. همچنین شواهدی وجود دارد که تأثیر مدرن شفافیت را نیز داشته باشد. با این حال، با توجه به دسترسی محدود به اطلاعات شفاف، نتیجه از قطعیت پایینی برخوردار است.

جلال‌پور و همکاران^۲ (۱۳۹۹) در مطالعه‌ای به بررسی همبستگی غیرخطی بین ادوار تجاری و سیاست پولی در اقتصاد ایران طی بازه زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۷ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی و روش تغییر رژیم مارکوف (MS) پرداختند. در گام اول متغیرهای شکاف تورم و تولید با استفاده از روش‌های فیلتر کالمن و فیلتر CF محاسبه و برآورد گردید، سپس پارامترهای تابع زیان مقام پولی با استفاده از روش تغییر رژیم مارکوف برآورد گردید. با مشخص شدن رفتار بهینه سیاست‌گذار پولی اثرات سیاست پولی بر تولید در دو رژیم مربوط به دوران رونق و رکود محاسبه شد. نتایج بدست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که واکنش سیاست‌گذار پولی به شکاف تولید و تورم منفی و معنی‌دار بوده است، اما شدت این واکنش در دوران رونق و رکود کاملاً متفاوت بوده است که بیانگر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی در طول ادوار تجاری با سیاست پولی در اقتصاد ایران بوده است.

تحویلی و همکاران^۳ (۱۳۹۸) به بررسی ادوار تجاری و شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد ایران پرداختند. تئوری شتاب‌دهنده مالی بیانگر این مسئله است که اثر شوک‌های بخش پولی و واقعی اقتصاد می‌تواند به دلیل وجود عدم تقارن اطلاعاتی و ضعیف بودن ترازنامه

¹ Karaman

² Jalalpour et al. (2020)

³ Tahvili et al. (2019)

بنگاه‌ها، دسترسی آن‌ها به منابع موردنیاز به‌منظور تأمین مالی را محدود نموده و از این طریق منجر به تشدید اثر شوک‌ها و نوسانات اقتصادی گردد. به‌منظور آزمون اثر فوق در اقتصاد ایران، از داده‌های مربوط به ۲۹۸ بنگاه غیرمالی عضو سازمان بورس اوراق بهادار در طی دوره ۱۳۸۴ - ۱۳۹۴ استفاده گردیده است؛ نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از این است که با در نظر گرفتن نوسانات اقتصادی به‌صورت کلی، اثر شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد ایران برقرار نیست. ولی با تفکیک نوسانات اقتصادی به دوره‌های رکود و رونق مشخص گردید، که این اثر برای دوره‌های رکود برقرار است. به عبارت بهتر، با وقوع رکود اقتصادی سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها بیشتر تحت تأثیر قرار گرفته و به میزان بیشتری کاهش می‌یابد. همچنین با استفاده از متغیرهای مجازی نشان داده شد که در طی دوره‌های رکود بنگاه‌های کوچک‌تر به دلیل دسترسی محدودتر به منابع و اعتبارات نظام مالی بیشتر تحت تأثیر نوسانات اقتصادی قرار گرفته و لذا شتاب‌دهنده مالی در خصوص آن‌ها قوی‌تر بوده است.

گرچی و انواری^۱ (۱۳۹۷) به بررسی نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۲ با تواتر داده‌های فصلی ابتدا با استفاده از فیلترهای اقتصادی به استخراج سیکل‌های تولید ناخالص داخلی و نقدینگی پرداخته شد؛ سپس با استفاده از روش خود رگرسیون برداری و ابزارهای تحلیلی آن نشان داده شد که نوسانات نقدینگی نسبت به نوسانات تولید پیشرو است. مسئله مهم و محوری تمامی اقتصادهای مدرن و امروزی وجود پدیده سیکل‌های تجاری و یا نوسانات اقتصادی است. پیدایش چنین سیکل‌های تجاری در بسیاری از موارد باعث بروز مشکلاتی برای اقتصادها گشته و دورانی از شرایط تورمی و یا رکودی ناخواسته را برای آن‌ها به وجود آورده که خود ممکن است منتج به شرایط ناگوار دیگری برای اقتصاد گردد. در نتیجه، به نظر می‌رسد مطالعه این پدیده، بررسی علل به وجود آمدن آن و چگونگی از بین بردن آن از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشوری به شمار می‌آید.

^۱ Gorji & Anvari (2018)

تقی زاده و همکاران^۱ (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی: با استفاده از رویکرد FAVAR طی دوره ۱۳۶۹:۰۱ تا ۱۳۹۵:۰۴ پرداختند. نتایج بیانگر آن است که ارزش افزوده بخش‌های مختلف تولیدی، در مواجهه با شوک پولی رفتارهای متفاوتی از خود نشان می‌دهند. به طوری که گروه خدمات نسبت به گروه صنایع و معادن و بخش کشاورزی حساسیت بیشتری نسبت به شوک پولی داشته و بخش نفت نسبت به شوک پولی واکنش معناداری از خود نشان نمی‌دهد. با توجه به تأثیر متفاوت بخش‌های مختلف اقتصادی، بانک مرکزی و مقامات پولی در هنگام سیاست‌گذاری پولی باید واکنش همه بخش‌ها را مدنظر قرار دهد تا برنامه‌ریزی‌های دقیق‌تری در اقتصاد ملی داشته باشد.

در مطالعات انجام شده پیشین، مسئله موضوع حاضر به شکل مستقیم بررسی نشده است، در مقاله حاضر به شکل تکمیلی و در راستای این مطالعات، به تحلیل غیرخطی از رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی با مدل هزینه فهرست‌بهای بال و منکیو با استفاده از رویکرد خود رگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود که نتایج مطالعه پیش‌رو بخاطر وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و ارزی و شوک پولی می‌تواند ما را در روشن شدن این مسئله یاری نماید که آیا نتایج مطالعه حاضر همسو با مطالعات پیشین در داخل و خارج از کشور می‌باشد و تکانه‌های قیمت نفت، ارز و بازار پول چقدر توانسته بر تولید تأثیرگذار باشد که با طراحی مدل (TVP-VAR) برای اقتصاد ایران و دوره زمانی ۱۳۶۸-۹۷ به تجزیه و تحلیل نتایج خواهیم پرداخت.

۳. الگوی تجربی تحقیق

در این مطالعه به تحلیل غیرخطی از رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی با مدل هزینه فهرست‌بهای بال و منکیو با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر زمان طی دوره زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۷ پرداخته می‌شود. مطابق با مبانی نظری ارائه شده برای اقتصاد ایران یک مدل VAR ساختاری با یک وقفه به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Ay_t = F_1 y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

¹ Taghizadeh et al. (2016)

$$\begin{pmatrix} (oil)_t \\ (m)_t \\ (gdp)_t \\ (p)_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} (oil)_{t-1} \\ (m)_{t-1} \\ (gdp)_{t-1} \\ (p)_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{oil} \\ u_m \\ u_{gdp} \\ u_p \end{pmatrix}$$

که در آن A و F ماتریس (4×4) ضرایب هستند و فرض شده که $u_t \sim N(0, \Sigma)$ باشند، بنابراین ماتریس A و Σ به صورت زیر خواهد بود:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_4 \end{pmatrix}$$

به علت برون‌زایی قیمت نفت در اقتصاد ایران، این متغیر از سایر متغیرهای مدل اثر هم‌زمان نمی‌پذیرد و صرفاً از خودش تأثیر می‌پذیرد، درحالی‌که بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. لذا داریم:

$$(oil)_t = a_{11}(oil)_{t-1} + u_{oil}$$

عرضه پول از حاصل ضرب ضریب فزاینده پولی و پایه پولی تشکیل شده است:

$$M^s = \frac{1 + C/D}{C/D + FR/D + rr} (FACBN + GDCBN + BL + ACBRN)$$

که در آن پایه پولی متشکل از FACBN خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، GDCBN خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، BL وام‌های اعطایی بانک مرکزی به بانک‌ها و ACBRN خالص سایر دارایی‌های بانک مرکزی است. واقعیت این است که بانک مرکزی قادر نیست تمام اجزای پایه پولی را کنترل کند و از آن طریق عرضه پول اسمی را کنترل کند. در یک نظام ارزی با نرخ ارز ثابت (یا مدیریت شده)، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی متأثر از صادرات و واردات کشور همچنین جریان ورود و خروج سرمایه در سطح بین‌المللی است. در این میان درآمدهای حاصل از صادرات نفت یکی از عامل‌های تعیین‌کننده خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی است. بر همین اساس نوسانات عرضه پول به شکل زیر در نظر گرفته شده است:

$$(m)_t = a_{21}(oil)_{t-1} + a_{22}(m)_{t-1} + u_m$$

به دلیل اینکه نفت یکی از عوامل تولید بوده، از این روی قیمت نفت می‌تواند بر عرضه کل اقتصاد مؤثر باشد، از طرفی افزایش درآمدهای نفتی می‌تواند از طریق افزایش

سرمایه‌گذاری، به‌خصوص سرمایه‌گذاری بخش دولتی در زیرساخت‌های اقتصادی و نیز واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای و ورود فناوری‌های جدید از خارج، اثرات مثبتی بر تولید در پی داشته باشد. افزایش ارزش پول ملی که می‌تواند از رونق درآمدهای نفتی حاصل شود، در واقع هزینه کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی را کاهش می‌دهد؛ برونو و ساچز^۱ (۱۹۸۵) نشان داده‌اند که کاهش در هزینه نهاده‌های واسطه‌ای همانند افزایش در سطح فناوری اثر مثبت بر روی تولید دارد. بر همین اساس تغییرات تولید را می‌توان تابعی از عرضه پول و درآمد نفتی و خود تولید دانست:

$$(gdp)_t = a_{31}(oil)_{t-1} + a_{32}(m)_{t-1} + a_{33}(gdp)_{t-1} + u_{gdp}$$

سطح قیمت‌ها: با افزایش ناگهانی در درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت، امکان جذب کامل آن در بازار وجود ندارد. اولین نتیجه تزریق این درآمد حاصل از صادرات، شکل‌گیری بی‌تعادلی در اقتصاد کلان خواهد بود. در این مورد اگر X ارزش کالاهای صادراتی، M ارزش کالاهای وارداتی، G بودجه جاری و عمرانی دولت، T مالیات، S پس‌انداز ملی و I سرمایه‌گذاری تعریف شود. تعادل اقتصاد منوط به آن است که:

$$C+I+G+X=C+S+T+M$$

$$I+G+X=S+T+M$$

$$(I-S)+(G-T)+(X-M)=0$$

وقوع تکانه نفتی و افزایش درآمدهای ارزی حاصل از آن موجب عدم تعادل در اقتصاد می‌شود که این پدیده یا باید از طریق ممانعت از تزریق ارز نفتی به اقتصاد مهار شود که با چنین شرایطی به‌طور طبیعی پس‌انداز ملی بر سرمایه‌گذاری فزونی خواهد یافت یا راه‌های دیگر نظیر افزایش واردات یا کاهش مخارج دولت (مازاد بودجه) تجربه شوند. رویکرد کاهش مخارج دولت برای ایجاد تعادل در اصل به دلیل هم‌سویی دو متغیر صادرات و مخارج دولت در دولت‌های رانتی - نظیر ایران - موضوعیت ندارد. افزایش بیش از اندازه مالیات‌ها در مقایسه با مخارج دولت نیز در واقع به دلایل عدیده برای توسعه قابل توجه پایه‌های مالیاتی یا نرخ‌های مالیات طی زمانی کوتاه ناممکن است. در نتیجه ساده‌ترین راه ممکن برای برقراری تعادل در چنین فضایی افزایش واردات است. کانال واردات اصلی‌ترین مسیر اثرگذاری تکانه نفتی بر سطح عمومی قیمت‌ها به حساب می‌آید. هم‌چنین سطح عمومی قیمت‌ها از نقدینگی و GDP تأثیر می‌پذیرد. لذا داریم:

$$(p)_t = a_{41}(oil)_{t-1} + a_{42}(m)_{t-1} + a_{43}(gdp)_{t-1} + a_{44}(p)_{t-1} + u_p$$

با بازنگری در معادله (۱۴) داریم:

¹ Bruno & Sachs

$$y_t = B_1 y_{t-1} + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_k) \quad (15)$$

که در آن $B_1 = A^{-1}F_1$ و با برداری کردن ماتریس B_1 ماتریس β تشکیل می‌گردد، سپس $X_t = I_k \otimes y'_{t-1}$ را تشکیل می‌دهیم که \otimes نشان‌دهنده ضرب کرونگر است. حال با در نظر گرفتن متغیر بودن در طول زمان همه پارامترها و نوسانات تصادفی در معادله (۱۵)، این معادله به صورت زیر خواهد شد:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (16)$$

راه‌های زیادی برای مدل‌سازی فرایند پارامترهای متغیر در طول زمان وجود دارد. به تبعیت از پریمیچری (۲۰۰۵) فرض شده $a_t = (a_{21} + a_{31} + a_{32} + a_{41} + a_{42})'$ یک بردار انباشته عناصر پایین مثلثی در A_t باشد و $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, h_{3t}, h_{4t})'$ با $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$ برای $j=1, \dots, 4, t=s+1, \dots, n$. بنابراین داریم:

$$\begin{aligned} \beta_{t+1} &= \beta_t + u_{\beta t}, \\ a_{t+1} &= a_t + u_{at}, \\ h_{t+1} &= h_t + u_{ht}, \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right) \quad (17)$$

بطوری‌که:

$h_{s+1} \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma h_0)$ و $a_{s+1} \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma a_0)$, $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma \beta_0)$ فرض شده است که پارامترها در مدل (۱۷) از یک فرآیند گام تصادفی تبعیت می‌کنند. همچنین باید یادآور شد که برای این تخمین، مقدار وقفه بهینه را یک (با توجه به معیار حنان کوئین) و پیشین‌های زیر برای عناصر قطر ماتریس کوواریانس و وضعیت اولیه پارامترهای متغیر در طول زمان در نظر گرفته شده است:

$$(\Sigma \beta)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02), (\Sigma a)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02), (\Sigma h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40, 0.02)$$

در این پژوهش، متغیرهای کلان اقتصادی مورد استفاده عبارتند از: قیمت نفت، نرخ تورم، تولید و پایه پولی. لازم به ذکر است که داده‌ها به صورت فصلی در نظر گرفته شده‌اند و فصلی‌زدایی از متغیرهای تحقیق انجام شده است و نکته دیگر اینکه از لگاریتم متغیرها برای همگن شدن آن‌ها استفاده گردیده است. همچنین تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه به صورت رشد بوده است.

۴. نتایج تجربی تحقیق

۴-۱- آزمون ریشه واحد متغیرها

از آنجایی که داده‌های مورد استفاده در این مطالعه با فراوانی فصلی است، از آزمون^۱ HEGY برای بررسی ریشه واحد بین متغیرها استفاده شده است. قیسلز و پرون^۲ (۱۹۹۳) و قیسلز و همکاران^۳ (۱۹۹۴) نشان دادند که این آزمون در تعیین ریشه واحد که منجر به رگرسیون کاذب شود، بسیار مفید و کارا است. آزمون HEGY به صورت یک تفاضل گیری فصلی چند جمله‌ای به صورت زیر است (قهرمانزاده^۴، ۱۳۹۰).

$$\Delta_4 x_t = (1 - L^4)x_t = (1 - L)(1 + L)(1 + L^2)x_t$$

به طوری که L عملگر وقفه است. آماره آزمون از طریق رگرسیون زیر به دست می‌آید:

$$\Delta_4 x_t = \mu_t + \pi_1 Z_1(x_{t-1}) + \pi_2 Z_2(x_{t-1}) + \pi_3 Z_3(x_{t-2}) + \pi_4 Z_3(x_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta_4 x_{t-i} + \varepsilon_t.$$

به طوری که:

$$Z_1(x_t) = (1 + L + L^2 + L^3)x_t, Z_2(x_t) = -(1 - L + L^2 - L^3)x_t, Z_3(x_t) = -(1 - L^2)x_t$$

از سری اصلی x_t به وجود آمده است. آزمون ریشه واحد فصلی برای نوسانات در 0 ، $1/2$ و $1/4$ که متناظر با بلندمدت و دو سیکل برای هر سال و یک چرخه برای هر سال به صورت مرتب است. که بر مبنای آماره t برای π_1 و π_2 و آماره F برای $\pi_1 \cap \pi_2 = 0$ است. علاوه بر روش ذکر شده یکی از راه‌های شناسایی وجود فرآیند فصلی تصادفی نامانا در سری زمانی انجام آزمون ریشه واحد فصلی است. هنگام استفاده از این آزمون ابتدا براساس آماره شوارتز وقفه بهینه p ، تعیین می‌گردد. سپس با استفاده از آزمون خودهمبستگی LM وجود خودهمبستگی سریالی فصلی، در اجزای اخلاص معادله برآورد شده مورد سنجش قرار می‌گیرد و اگر آماره آزمون از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد، یک عدد از تعداد وقفه‌ها کاسته و دوباره معادله برآورد می‌گردد. این عمل تا جایی تکرار می‌شود که آماره آزمون معنی‌دار گردد. پس از تعیین تعداد وقفه بهینه، باید آزمون معنی‌داری پارامترهای π_i توسط آماره‌های آزمون t و F سنجیده می‌شود. فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در فراوانی خاص در برابر فرضیه مانا بودن در این فراوانی

¹ Hylleberg, Engle, Granger and Yoo [HEGY] (1990)

² Ghysels & Perron

³ Ghysels et al.

⁴ Ghahramanzadeh (2011)

مورد آزمون قرار می‌گیرد. جدول (۱) بیانگر آزمون ریشه واحد فصلی صورت گرفته در مورد متغیرهای رشد پایه پولی، قیمت نفت، تورم و رشد تولید ناخالص داخلی مورد استفاده قرار گیرد. به منظور انجام آزمون ریشه واحد فصلی از نرم‌افزار Eviews و Jmulti استفاده گردید.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد فصلی متغیرهای تحقیق

$\pi/6$	$5\pi/6$	$\pi/3$	$2\pi/3$	$\pi/2$	π	O	فراوانی آزمون متغیرها
F_{1234}	F_{234}	F_{34}	P_{14}	P_{13}	P_{12}	P_{11}	
۳/۲۰	۲/۲۰	۲/۰۱	-۱/۶۵	-۳/۴۷	-۳/۱۲	-۴/۱۸	رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی
۵/۸۹	۷/۴۳	۵/۳۵	-۲/۳۴	-۴/۲۰	-۴/۰۶	-۳/۶۵	نرخ تورم
۲/۴۹	۱/۲۲	۱/۶۱	-۰/۹۶	-۳/۲۷	-۳/۳۹	-۳/۱۴	رشد پایه پولی
۴/۱۲	۴/۴۴	۳/۶۸	-۱/۵۳	-۴/۵۲	-۵/۷۶	-۴/۲۳	رشد قیمت نفت
$F_{k,k+1} = ۵/۷۰$						-۲/۶۵	مقادیر بحرانی سطح ٪۵

منبع: یافته‌های تحقیق

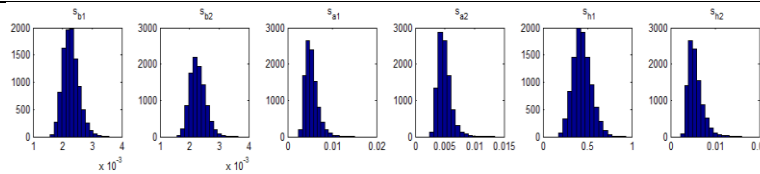
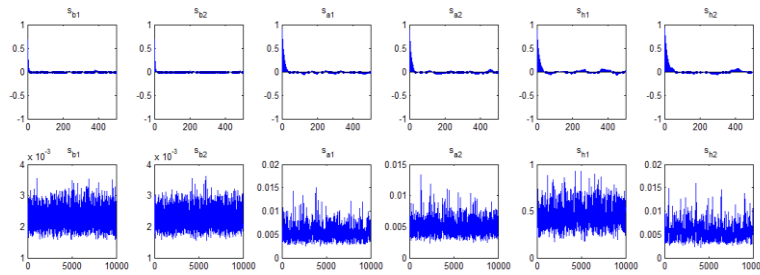
برای سری‌های زمانی متغیرهای جدول فوق، مقایسه آماره‌های محاسبه شده آزمون ریشه واحد فصلی با مقادیر بحرانی بیانگر معنی‌دار بودن آماره‌های آزمون F و t محاسبه شده در سطح احتمال ۵٪ است. براساس نتایج به دست آمده می‌توان بیان کرد که هیچکدام از متغیرهای تحقیق به دلیل اینکه مقدار آماره P_{11} از مقدار بحرانی بزرگ‌تر است، دارای ریشه واحد نیستند.

۲-۴- برآورد مدل با روش خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر زمان (TVP-VAR)

بعد از بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، با استفاده از روش هم-انباشتگی یوهانسن- جوسیلیوس و تعیین وقفه بهینه^۱ باید بر اساس تعداد متغیرهای مدل و حجم نمونه، برای تخمین از مدل (TVP-VAR) استفاده می‌شود. برای محاسبه تخمین توزیع پسین‌ها، $M=10000$ نمونه رسم شده است.

^۱ باتوجه به محدودیت تعداد صفحات، نتایج برای علاقمندان قابل ارائه می‌باشد.

چراکه توزیع گاما می‌تواند یک میانگین ثابت و واریانس صفرتا بی‌نهایت داشته باشد و $\sum \beta_0 = \sum a_0 = \sum h_0 = 10 \times I$ و $\mu_{a_0} = \mu_{h_0} = \mu_{\beta_0} = 0$ است.



نمودار(۱): خودهمبستگی (ردیف اول)، مسیر نمونه برداری (ردیف دوم)، چگالی پسین (ردیف سوم)

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به توابع پیشین و پسین برآورد شده برای الگوی تحقیق مدل موردنظر با استفاده از رویکرد گیبز بر اساس برآوردهای بی‌زین، پارامترها محاسبه شده است.

جدول(۲): نتایج تخمین میانگین و انحراف معیار چگالی پسین

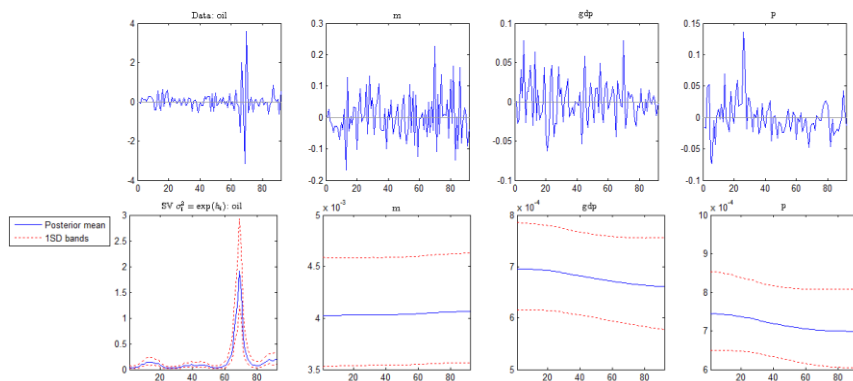
پارامتر	میانگین	انحراف معیار	%۹۵U	%۹۵L
Sb1	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۹
Sb2	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۲۸
Sa1	۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۸۸
Sa2	۰/۰۰۴۹	۰/۰۰۱۱	۰/۰۰۳۳	۰/۰۰۷۶
Sh1	۰/۴۴۲۱	۰/۱۰۳۲	۰/۲۶۰۸	۰/۶۶۴۱
Sh2	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۹۶

TVP-VAR MODEL (lag=1)
Iteration: 10000
Sigma (b): Diagonal

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای ردیف اول خودهمبستگی واریانس جملات اخلاص در معادلات (۱۷) را نشان می‌دهند، که برای دو پارامتر به صورت انتخابی از آن‌ها استفاده شده است، برای مثال S_{h1} و S_{a1} ، S_{b1} نشان‌دهنده خودهمبستگی جملات اخلاص در اولین تابع β ها، a ها و h هستند.

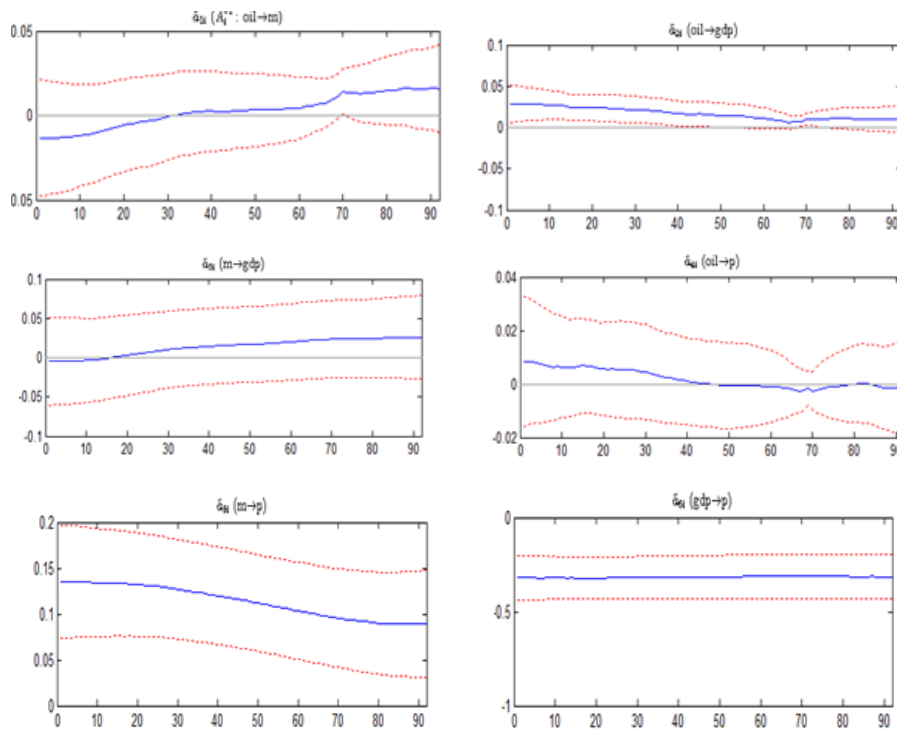
نمودارهای ردیف دوم مسیر نمونه‌برداری از پارامترهای انتخابی (همانند مثال خودهمبستگی) که تا ۱۰۰۰۰ نمونه است، نشان می‌دهد که هرکدام دارای چگالی پسینی خواهند بود که به صورت نمودارهای ردیف آخر نشان داده شده‌اند. جدول (۲) مقدار میانگین و انحراف معیار هرکدام از چگالی پسین‌ها را نشان می‌دهد.



نمودار (۲): نمودار ضرایب (ردیف اول) و نوسانات تصادفی (ردیف دوم)

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودارهای ردیف اول شامل متغیرهای تحقیق بوده که به صورت رشد در مدل در نظر گرفته شده است. نمودارهای ردیف دوم نوسانات تصادفی را نشان می‌دهد که در طول زمان متغیرند. همان‌طور که برای متغیر قیمت نفت مشخص است، نوسانات شدیدی در آن قابل مشاهده است که مربوط به سال ۱۳۸۴ است که در این سال در فصل‌های اول و سوم افزایش بسیار زیاد قیمت نفت و در فصل‌های دوم و چهارم کاهش بسیار شدید قیمت نفت نسبت به فصل‌های قبلی داشته‌اند و در مابقی دوره‌ها تقریباً ثابت بوده است. در مورد نوسانات تصادفی پایه پولی، تولید ناخالص داخلی و تورم باید توضیح داده شود که نوسانات تصادفی در قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی در حال کاهش‌اند، اما در مورد پایه پولی به صورت خفیف صعودی است.

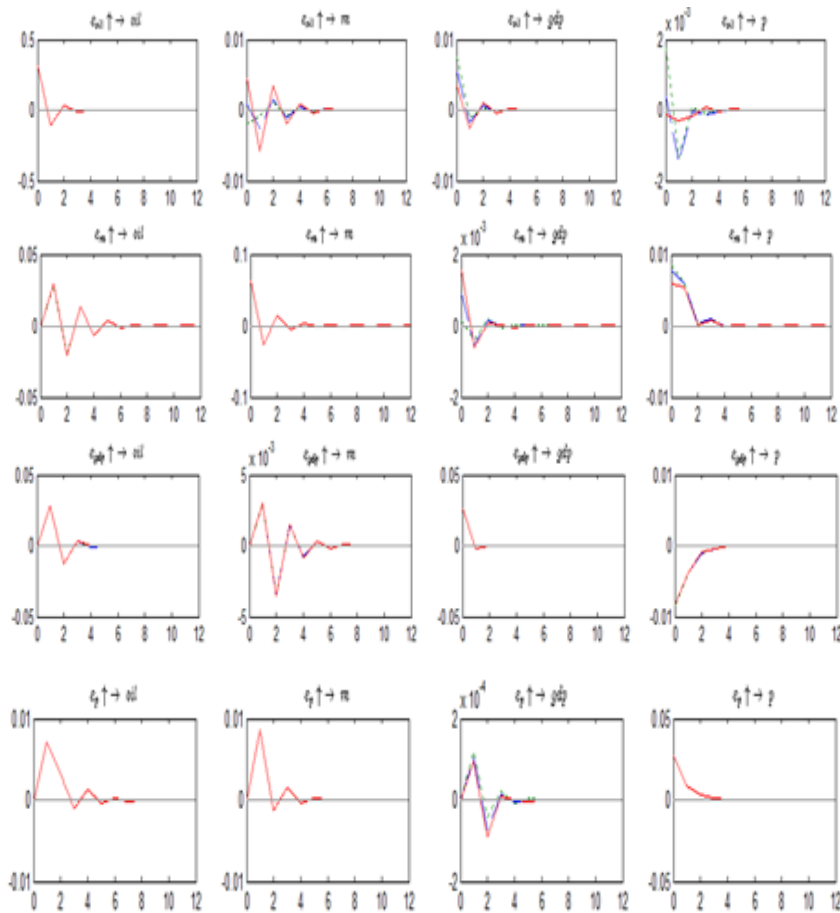


نمودار (۳): ضرایب متغیر در طول زمان

منبع: یافته‌های تحقیق

این نمودار ضرایب متغیر در طول زمان برای هر کدام از متغیرها را نشان می‌دهد. نمودار $oil \rightarrow m$ در واقع ضریب متغیر قیمت نفت بر پایه پولی را نشان می‌دهد، که در طول زمان صعودی بوده و از دوره ۳۰ به بعد مثبت شده است. $oil \rightarrow gdp$ ضریب متغیر نفت بر تولید ناخالص داخلی مثبت است، ولی همان‌طور که پیداست تأثیر آن رو به کاهش است.

$m \rightarrow gdp$ ضریب متغیر پایه پولی بر تولید ناخالص داخلی تا دوره ۲۰ تقریباً صفر بوده است که از این دوره به بعد مثبت و صعودی شده است. $oil \rightarrow p$ ضریب متغیر قیمت نفت بر قیمت‌ها به صورت نزولی بوده و از دوره تقریباً ۵۰ به بعد تأثیر منفی دارد. $m \rightarrow p$ ضریب متغیر پایه پولی بر سطح قیمت‌ها مثبت، اما نزولی بوده است. $gdp \rightarrow p$ ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی بر سطح عمومی قیمت‌ها را نشان می‌دهد که دارای تأثیری منفی اما تقریباً ثابت است.



نمودار (۴): نمودار توابع عکس‌العمل (IRF)

منبع: یافته‌های تحقیق

توابع عکس‌العمل تحریک، رفتار پویای متغیرهای دستگاه در طول زمان به هنگام تکانه وارده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. در این قسمت، واکنش پویای متغیرهای مدل در اثر تکانه‌ای، به اندازه یک انحراف معیار بر $dL(oil)$, $dL(m)$, $dL(gdp)$ و براساس تجزیه ساختاری، برای سه دوره ۲۰، ۴۰ و ۸۰ دوره نشان داده شده است.

همان‌طور که مشخص است تأثیر تکانه قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی مثبت بوده، اما تقریباً از دوره سوم به بعد تأثیر آن از بین می‌رود که نشان از تأثیر کوتاه‌مدت

درآمدهای نفتی بر تولید است. اثر تکانه پولی بر تولید نیز همان طور که ملاحظه می‌شود در ابتدا دارای تأثیر مثبت بوده تا این که از دوره چهارم به بعد اثر آن از بین می‌رود. تأثیر تکانه قیمت نفت بر قیمت‌ها منفی بوده است که آن هم می‌تواند ناشی از افزایش واردات به کشور به دلیل افزایش قیمت نفت باشد که از دوره چهارم به بعد از بین رفته است. تأثیر تکانه پولی بر قیمت‌ها هم مثبت است که دلیل آن را هم از کانال افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و به تبع آن افزایش پایه پولی و نقدینگی می‌توان مؤثر دانست. از دیگر توابع واکنش مهم می‌توان به تأثیر تکانه تولید بر قیمت‌ها اشاره کرد که تأثیر منفی بر قیمت‌ها دارد که از دوره چهارم به بعد اثر آن از بین می‌رود. این تابع در واقع نشان می‌دهد هر موقع کشور با افزایش تولید روبرو بوده، قیمت‌ها کاهش یافته است. نتایج به دست آمده بیانگر این موضوع است که همبستگی غیرخطی بین متغیرهای تحقیق وجود داشته است.

نوسانات تصادفی یا واریانس جملات اخلاص در توابع مورد نظر که شامل توابع: قیمت نفت، پایه پولی، تولید ناخالص داخلی و تورم است بدین صورت بود که برای متغیر قیمت نفت، نوسانات شدیدی در آن قابل مشاهده است که مربوط به سال ۱۳۸۴ است که در این سال در فصل‌های اول و سوم افزایش بسیار زیاد قیمت نفت و در فصل‌های دوم و چهارم کاهش بسیار شدید قیمت نفت نسبت به فصل‌های قبلی خود داشته‌اند و در مابقی دوره‌ها نوسان شدید مشاهده نمی‌شود. در مورد نوسانات تصادفی پایه پولی، تولید ناخالص داخلی و تورم باید توضیح داده شود که نوسانات تصادفی در قیمت‌ها و تولید ناخالص داخلی در حال کاهش‌اند اما در مورد پایه پولی به صورت خفیف صعودی است. با توجه به تأیید غیرخطی بودن اثرگذاری سیاست پولی بر روی تولید ناخالص داخلی پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی جهت بررسی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید ناخالص داخلی از نتایج برآورد الگوهای غیرخطی مانند خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده نماید. ثانیاً، با توجه به نتایج تجربی این مطالعه مبنی بر غیرخطی بودن اثر سیاست‌های پولی بر روی تولید و وابسته بودن اثر این سیاست‌ها به شرایط اقتصادی پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی و متولیان پولی کشور جهت اثرگذاری بهینه سیاست‌های پولی شرایط اقتصادی کشور و موقعیت ادوار تجاری را در تصمیم‌گیری‌ها لحاظ نمایند. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده در این مطالعه برای جلوگیری از آثار منفی افزایش قیمت نفت بر اقتصاد می‌توان کنترل بودجه دولت بعنوان مهمترین عامل در کنترل مانده حساب خالص ذخایر ارزی دولت و

فراهم ساختن شرایط برای فعالیت تولیدی را پیشنهاد کرد میزان تورم به مقدار زیاد کنترل شود. در نهایت توصیه می‌شود بحث مهم استقلال بانک مرکزی از مهمترین اهداف برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران به‌شمار آید، زیرا در آن صورت می‌توان تا حدودی سیاست پولی مستقلی را در ایران تجربه کرد. همچنین نتایج مطالعه حاضر با نتایج مطالعات؛ کیم (۲۰۲۱)، گادنس (۲۰۲۰)، سیدنی و همکاران (۲۰۱۹) و کیوتاکي و مور (۲۰۱۹) مطابقت دارد و با نتایج مطالعات یلدریم کارامان (۲۰۱۷) و تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۶) همسو نمی‌باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در مطالعه حاضر به تحلیل غیرخطی از رابطه متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پولی با مدل هزینه فهرست‌بهایی بال و منکیو در اقتصاد ایران پرداخته شد. برای این منظور از اطلاعات آماری بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۶۸ بر اساس فراوانی داده‌های فصلی استفاده شده است. رویکرد مورد استفاده در این خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در طول زمان (TVP-VAR) بود. با توجه به تمام مباحث ذکر شده می‌توان نتیجه گرفت؛ دولت باید وابستگی درآمدی خود را به درآمدهای نفتی تا حد امکان کاهش داده و درآمدهای مالیاتی و سایر کانال‌هایی درآمدی خود را افزایش و تقویت کند. وفور منابع طبیعی در هر کشوری موهبت محسوب می‌شود نه بلا، ولی آنچه موجب می‌شود منابع طبیعی به مثابه آفت یا بلا عمل کنند، نحوه استفاده از درآمدهای ارزی حاصل از فروش و صادرات آنها است.

هرچند شواهد غیرقابل انکاری در مورد اثرات مخرب درآمدهای حاصل از صدور نفت خام وجود دارد، اما کشورهایی نظیر نروژ وجود دارند که با بهره‌گیری خردمندانه از این موهبت توانسته‌اند از دستاوردهای مثبت آن بهره‌مند شوند. در ادامه به ارائه پیشنهاداتی براساس نتایج پرداخته خواهد شد:

- با توجه به نتایج بدست آمده مبنی بر این که با مدنظر قرار دادن سلطه مالی و کیفیت نهادی، سیاست بهینه پولی طی ادوار تجاری همچنان سیاست پولی ضد ادواری است. پیشنهاد می‌شود بانک مرکزی تمهیدات لازم اعمال سیاست پولی ضد ادواری را فراهم نماید، تا در مواقع رکود و رونق بتواند با اعمال سیاست مناسب، نوسانات اقتصادی را کاهش دهد. اما نتایج تجربی حاکی از اعمال سیاست پولی موافق ادواری در بیشتر مواقع دوره مورد بررسی است که با توجه به ضریب بدست آمده می‌توان دید که این اتفاق به دلیل اهمیت بیش

از حد دولت به مخارج است. در حقیقت نداشتن استقلال بانک مرکزی، رفتار سیاست پولی را طی ادوار تجاری متأثر ساخته و باعث می‌شود تا موافق با ادوار تجاری حرکت کند. بنابراین لازمه اعمال سیاست پولی ضدادواری داشتن یک بانک مرکزی مستقل است.

- با توجه به نتایج تحقیق پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران اقتصادی و مقامات بانک مرکزی ضمن اتخاذ نظام ارزی شناور مدیریت شده تک نرخی بجای سیاست دستوری نرخ ارز ثابت، آثار شوک وارده به نرخ ارز را مد نظر قرار دهند. همچنین سازگاری سایر سیاست‌های کلان اقتصادی به طور خاص سیاست پولی با رژیم ارزی و استفاده از سیاست هدف‌گذاری تورمی لازم و ضروری است؛ زیرا سیاست‌های نرخ ارز بدون اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی مناسب جهت کنترل تورم، کشور را گرفتار مارپیچ افزایش تورم - افزایش نرخ ارز - افزایش تورم خواهد کرد. همچنین با توجه به این موضوع که کشور ما وابسته به درآمدهای ارزی فراوان حاصل از نفت است. شناخت سایر عوامل تأثیر گذار بر تولید و ادوار تجاری اهمیت ویژه‌ای دارد. لذا پیشنهاد می‌شود که عوامل دیگری به جز سیاست پولی شناسایی و با مدیریت علمی در آینده شاهد افزایش ارزش پول ملی باشیم.
- نتایج به دست آمده بیانگر این بود که در دوره‌های رونق و رکود واکنش مقام پولی به شکاف تولید و تورم منفی بوده است، اما شدت واکنش متفاوت بوده است. در رابطه با استقلال بانک مرکزی ایران نیز، پیشنهاد می‌شود تا قوانینی در راستای کاهش سلطه دولت بر سیاست‌های پولی و قاعده‌مند کردن رفتار سیاست پولی تصویب شود. از جمله این اقدامات می‌توان به کاهش اعضای دولت در شورای پول و اعتبار و کاهش استقراض دولت از بانک مرکزی اشاره کرد. همچنین، دقت کافی در انتخاب رئیس بانک مرکزی و فراهم نمودن الزامات قانونی برای پاسخ‌گو بودن ریس بانک مرکزی از دیگر موارد پیشنهادی در این زمینه است.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک در سال‌های مختلف، ۱۳۹۸.
۲. تحویلی، علی، سبحانی، بهرام، یآوری، کاظم و مهرگان، نادر (۱۳۹۸). ادوار تجاری و شتاب‌دهنده مالی در اقتصاد ایران. *مجله اقتصاد مقداری*، ۱۶(۱)، ۱-۲۳.
۳. سبحانی، بهرام، اصغر پور، حسین و قربانی، سعید (۱۳۹۶). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی در ادوار تجاری ایران (رویکرد: مدل تعادل عمومی پویای تصادفی). *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۱۶۸-۱۳۳.
۴. قهرمان‌زاده، محمد (۱۳۹۰). پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه یک‌روزه گوشتی در استان آذربایجان شرقی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، ۵(۴)، ۱۸۳-۲۱۰.
۵. گرجی، ابراهیم و انواری، فرزانه (۱۳۹۷). نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران. *پژوهش‌های اقتصاد پولی-مالی*، ۲۵(۱۵)، ۱-۳۲.
۶. گرجی، ابراهیم، قوامی، مرجان و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳). علل پیدایش سیکل‌های تجاری در ایران و راه‌کارهای برون‌رفت از آن. *نظریه‌های نوین اقتصادی*، ۲(۲)، ۹۹-۱۱۲.

- 1- Ball, L., & Mankiw, N. G. (1994). Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *The Economic Journal*, 104(423), 247-261.
- 2- Baum, A., & Koester, G. (2011). The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle-evidence from a threshold VAR analysis.
- 3- Baxter, M., & King, R. G. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of economics and statistics*, 81(4), 575-593.
- 4- Boivin, J., & Giannoni, M. P. (2006). Has monetary policy become more effective?. *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.
- 5- Casares, M. (2009). Wage setting actors and sticky wages: Implications for the business cycle and optimal monetary policy. *Economic Modelling*, 26(3), 571-585.
- 6- Christiano, L. J., & Fitzgerald, T. J. (2003). The band pass filter. *international economic review*, 44(2), 435-465.
- 7- Dufrenot, G., Mignon, V., & Peguin-Feissolle, A. (2004). Business cycles asymmetry and monetary policy: a further investigation using MRSTAR models. *Economic Modelling*, 21(1), 37-71.
- 8- Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1998). Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
- 9- Galí, J. (2002). *New perspectives on monetary policy, inflation, and the business cycle* (No. w8767). National Bureau of Economic Research.
- 10- Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton University Press, Princeton. *New Jersey*.

- 11- Ghahramanzadeh, M. (2011). Monthly price forecast of one-day-old broiler chickens in East Azerbaijan province. *Journal of Agricultural Economics (Economics and Agriculture)*, 5 (4), 183-210 (In Persian).
- 12- Ghalayini, L. (2018). Monetary policy and business cycle fluctuations of the Lebanese economy. *Journal of Economic Structures*, 7(1), 1-15.
- 13- Gorji, E., Ghavami, M., & Goodarzi Farahani, Y. (2014). Causes of business cycles in Iran and ways out of it. *New Economic Theories*, 2 (2), 99-112 (In Persian).
- 14- Gorji, E., & Anvari, F. (2018). The role of the Central Bank in creating business cycles in the Iranian economy. *Monetary Economics Research*, 25 (15), 1-32 (In Persian).
- 15- Kitchin, J. (1923). Cycles and trends in economic factors. *The Review of economic statistics*, 10-16.
- 16- Krishnamurthy, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2012). The aggregate demand for treasury debt. *Journal of Political Economy*, 120(2), 233-267.
- 17- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business cycles: Real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2), 3-18.
- 18- Lin, T. T. T., & Weise, C. L. (2019). A new Keynesian model with robots: implications for business cycles and monetary policy. *Atlantic Economic Journal*, 47(1), 81-101.
- 19- Liu, D., Xu, N., Zhao, T., & Song, Y. (2018). Identifying the nonlinear correlation between business cycle and monetary policy rule: Evidence from China and the US. *Economic Modelling*, 73, 45-54.
- 20- Lucas, R. E. (1981). *Studies in Business Cycle Theory*. Oxford: Basil Blackwell.
- 21- Lucas, R. E., Brunner, K., & Meltzer, A. (1977). Stabilization of the domestic and international economy. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*.
- 22- Lucas, R. E. (1998). 'Econometric Policy Evaluation: A Critique', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, I, 19-46. *INTERNATIONAL LIBRARY OF COMPARATIVE PUBLIC POLICY*, 6, 273-300.
- 23- Mankiw, N. G. (1989). Real business cycles: A new Keynesian perspective. *Journal of economic perspectives*, 3(3), 79-90.
- 24- Millard, S. (2003). The role of asset prices in transmitting monetary and other shocks.
- 25- Prescott, E. C. (1986, September). Theory ahead of business-cycle measurement. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 25, pp. 11-44). North-Holland.
- 26- Sahabi, B., Asgharpour, H., & Ghorbani, S., (2017). Investigating the asymmetric effects of monetary shocks in Iranian business cycles (Approach: Stochastic dynamic equilibrium model). *Economic Modeling Research Quarterly*, 8 (29), 133-168 (In Persian).
- 27- Tahvili, A., Sahabi, B., Yavari, K., & Mehregan, N. (2019). Business cycles and financial accelerators in the Iranian economy. *Journal of Quantitative Economics*, 16 (1), 1-23 (In Persian).