

تبیین رابطه میان سیاست پولی-ارزی و بدھی دولت^۱ و تأثیر آنها بر تورم و رشد اقتصادی در ایران

سارا قبادی*، دانش آموخته دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران
اکبر کمیجانی، استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

چکیده

نرخ تورم پایین و رشد اقتصادی پایدار از جمله مسائلی است که دولت‌ها برای رسیدن به آن تلاش می‌کنند. هدف اصلی این تحقیق تبیین رابطه میان سیاست پولی-ارزی و بدھی دولت و تأثیر آنها بر تورم و رشد اقتصادی در دوره زمانی (۱۳۶۸-۱۳۸۷) است. ادبیات تئوریک در این مورد به نظریات سارجنت و والاس (۱۹۸۱) و همچنین طرفداران نظریه مالی سطح قیمت (*FTPL*) می‌پردازد. نقطه اشتراک این نظریات آن است که اثر سیاست پولی در کنترل نرخ تورم به این موضوع بستگی دارد که به چه میزان با سیاست مالی هماهنگ عمل کند. در این تحقیق بر اساس روابط ساختاری بین متغیرها و شوک‌های اقتصادی، با اعمال قیود همزمانی بلندمدت به بررسی نتایج حاصل از برآورد مدل بر اساس رویکرد *SVEC* و *VECM* پرداخته شده است. روابط بلند مدت نشان می‌دهد میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان یک ابزار موثر در اقتصاد ایران نقشی را ایفا نمی‌کند، اما افزایش بدھی دولت یک عامل موثر بر افزایش حجم پول و افزایش قیمت‌ها است. در مورد تأثیرگذاری تغییرات حجم پول، نرخ سود سپرده‌های بانکی و بدھی دولت بر تغییرات سطح تولید رابطه معناداری در بلندمدت مشاهده نمی‌شود. به طور کلی می‌توان گفت که نقش سیاست پولی با تأکید بر حجم پول و سیاست ارزی با تأکید بر نوسان‌های نرخ ارز و سیاست‌های مالی دولت با تأکید بر بدھی دولت از عوامل مؤثر افزایش نرخ تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شود.

واژه‌های کلیدی: بدھی دولت، سیاست پولی، تورم، تئوری مالی سطح قیمت، نرخ ارز، مدل تصحیح خطای برداری ساختاری

طبقه‌بندی JEL: E61, E63

^۱ بدھی دولت بر اساس خلاصه دارایی‌ها و بدھی‌های سیستم بانکی است و شامل بدھی بخش دولت و شرکت‌ها و موسسات دولتی به بانک مرکزی است.

خدمات و نهایتاً قیمت‌ها می‌شود. براساس این دیدگاه دولت‌هایی که دچار کسری بودجه مزمن هستند، ناچارند کسری بودجه را با انتشار پول جبران نمایند و در نتیجه این کار منجر به تورم می‌گردد. همچنین در این دیدگاه رابطه بین کسری بودجه و تورم، پویا است یعنی با فرض وجود یک سیاست مالی مستقل کسری بودجه، حتی اگر مقدار پول مورد نیاز برای رفع این کسری مشخص باشد، اما الزاماً نمی‌تواند مقدار فعلی درآمد ناشی از نشر اسکناس و یا مقدار تورم را مشخص نماید. در این نظریه، میزان اثرگذاری سیاست پولی بر تورم به میزان هماهنگی سیاست پولی با سیاست مالی بستگی دارد و افزایش بدھی دولت به بانک مرکزی که به نوعی از کسری بودجه منتج می‌شود، یک رابطه علیت دو سویه بین تورم و افزایش بدھی دولت و تاثیرپذیری سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی را مشخص می‌کند؛ یعنی به دلیل محدودیت در منابع مالی دولت، تامین کسری بودجه عمده‌تاً از طریق افزایش بدھی دولت و به عبارتی پولی نمودن بدھی دولت صورت می‌گیرد. بر اساس آنچه گفته شد هدف از این تحقیق بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی از طریق سیاست‌های پولی بانک مرکزی با تکیه بر نقش بدھی دولت در افزایش نرخ تورم و تاثیرآن بر رشد اقتصادی است. همچنین تاثیرگذار بودن نحوه بکارگیری سیاست‌های پولی در تامین بدھی دولت و اثرات آن بر پایه پولی و نقدینگی در اقتصاد ایران است.

۲. پیشینه موضوع و مبانی نظری

در ک منهای بی ثباتی تولید و تورم همواره مورد نظر اقتصاددانان بوده‌است. به طوری که تعداد زیادی از مطالعات اخیر کشورهای در حال توسعه نظری کشورهای

۱. مقدمه

این تحقیق به بررسی رابطه بدھی دولت و تورم اختصاص می‌یابد. در ادبیات اقتصادی بر طبق دیدگاه سارجنت و والاس^۱ (۱۹۸۱) افزایش قرضه‌های عمومی معمولاً در کشورهایی که بدھی عمومی^۲ بالای دارند، دارای آثار تورمی است. همچنین طبق نظریه (FTPL)^۳ افزایش بدھی دولت، ثروت دارندگان اوراق قرضه را ثابت باشد، بنابراین قیمت اوراق قرضه بلند مدت افزایش می‌یابد، تقاضای کل افزایش یافته و سطح قیمت نیز افزایش می‌یابد. در این حالت عرضه پول که درونزا و تابعی از تقاضا و مقدار بدھی دولت است، در تطابق با تقاضای پول نیز افزایش می‌یابد. در این صورت، سطح قیمت که عامل متعادل‌کننده ارزش اسمی آتی ثروت تنزیل شده و ارزش اسمی بدھی عمومی است، افزایش می‌یابد.

در مقاله بنیادین سارجنت و والاس (۱۹۸۱) آمده است که اثر سیاست پولی در کنترل تورم به این که چقدر سیاست پولی با سیاست مالی هماهنگ است، مرتبط می‌شود. در مدل سارجنت و والاس سیاست پولی می‌تواند منجر به تورم بالا تحت شرایط عدم اطمینان شود، زیرا با توجه به آن که تقاضا برای اوراق قرضه دولتی^۴ مشخص است و در غیاب تغییرات سیاست مالی آینده بخشی از تعهدات دولتی بوسیله حق‌الضرب پولی تامین می‌شود که مشابه استدلال نظریه (FTPL) است. به این ترتیب اثرات افزایش اوراق قرضه دولتی، ثروت خانوار را افزایش داده و منجر به افزایش کالاها و

^۱ Sergeant and Wallace

^۲ Public Debt

^۳ Fiscal Theory of the Price Level

^۴ منظور اوراق قرضه دولتی بلندمدت منتشر شده که به بیان دیگر بدھی دولت را نشان می‌دهد.

مطالعات بسیاری در مورد دیدگاه سارجنت و والاس و دیدگاه نظریه مالی سطح قیمت انجام شده است که عمدتاً به دو دسته تقسیم می‌شوند. نتایج برخی مطالعات به وجود رابطه مثبت بین بدھی دولت و سیاست‌های پولی و تاثیر آنها بر تورم اشاره دارد و برخی عدم وجود رابطه را مطرح می‌کنند. مطالعه پلوسر (۱۹۸۵) رابطه کسری بودجه و افزایش حجم پول و تورم را در ۱۲ کشور مورد بررسی قرار می‌دهد و عدم ارتباط بین متغیرهای مطرح شده را تایید می‌کند، مطالعه مشابه توسط جونز (۱۹۸۵) در آمریکا انجام شده که نتایج مشابه با مطالعات پلاسرا داشته است. همچنین کاراس (۱۹۹۴) برای ۳۲ کشور و سیکونن-هان (۱۹۹۸) برای ۳۰ کشور در حال توسعه مطالعاتی انجام داده‌اند که نتایج عدم وجود رابطه بین کسری بودجه، رشد اقتصادی و تورم را مطرح می‌کند. از سوی دیگر ادوارد-تاپلینی (۱۹۹۱) در کشورهای در حال توسعه به وجود یک رابطه میان تورم و کسری بودجه اذعان داشته‌اند. مطالعه‌ای در اقتصاد ترکیه مبنی بر شواهدی در مورد رابطه مثبت کسری بودجه و رشد پولی و تورم توسط تکین-کورو (۲۰۰۳) مطرح می‌شود. در تحقیقی تحت عنوان بدھی عمومی، عرضه پول و تورم، کوهن و مک فالن (۲۰۰۳) از سری مقاله‌های منتشر شده صندوق بین‌المللی پول از متغیرهای شاخص قیمت مصرف کننده، تولید ناخالص داخلی واقعی، پایه پولی، بدھی دولت و نرخ ارز استفاده نموده و بر اساس رویکرد داده‌های تابلویی به تحلیل اثرات بین متغیرها پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق به وجود رابطه معنادار مثبت بین قرضه‌های عمومی و تورم در کشورهای مورد بررسی اشاره می‌کند، همچنین نتایج بیانگر آن است که سطح قیمت‌ها

آمریکای لاتین و کشورهای آسیایی را به خود اختصاص داده است. بطور کلی سه تفسیر عمده در خصوص تورم وجود دارد، رویکرد پولی، رویکرد محاسباتی کسری بودجه و رویکرد نرخ ارز تفسیرهایی هستند که عمدتاً در کشورهای دارای تورم بالا مطرح می‌شوند، در حالی که تعبیر پولی تورم منتج از افزایش پایه پولی و نقدینگی است، در تعبیر محاسباتی کسری بودجه، دولت‌هایی که دچار کسری بودجه مزمن هستند، با تحت فشار قرار دادن بانک مرکزی مبنی بر انتشار پول، کسری بودجه را جبران می‌نمایند و منجر به افزایش نرخ تورم می‌گردد. به عبارتی تلفیق رویکرد پولی و رویکرد کسری بودجه، نگاه مالی به تورم است که در کشورهای در حال توسعه از حساسیت بالایی برخوردار است، به دلیل آن‌که عموماً در این کشورها نظام مالیاتی از کارایی لازم برخوردار نیست و عدم ثبات سیاسی و وجود محدودیت در زمینه دسترسی به منابع استقراضی، موجب کاهش هزینه نسبی درآمد ناشی از نشر اسکناس و افزایش وابستگی به مالیات تورمی در این کشورها می‌شود. السینا و دراسن^۱ (۱۹۹۱) در تفسیر نرخ ارز با شکل‌گیری یک دور تسلسل بین نرخ ارز و تورم، بالارفتن نرخ ارز سبب افزایش قیمت کالاهای وارداتی و در نتیجه باعث رشد تورم و رشد تورم باعث افزایش نرخ ارز می‌شود. عکس العمل تورم در مناطق مختلف متفاوت است دو عامل عمدۀ تفاوت در این عکس-العمل، تاریخچه تورم همراه با شکل‌گیری انتظارات تورمی و درجه باز بودن اقتصاد آن منطقه است (دورنبوش، ۱۹۷۶).

^۱ Alesina and Drazen

موجب پیچیدگی تحلیل قیمت می‌شود، در نظر گرفته نشده است. ویژگی مهم تغییرات سیاست مالی کنونی و آینده آن است که با توجه به مقدار واقعی بدھی‌های دولت، تعديلات سطح قیمت در نظر گرفته می‌شود. اشتراک نظریه مالی و نظریه مقداری، محدودیت‌هایی است که به منظور تامین بدھی دولت بر سطح قیمت تحمیل می‌شود. به عبارت دیگر اگر سیاست پولی هیچ نقشی در تامین بدھی‌های دولت نداشته باشد، نظریه مقداری می‌تواند بیانگر تغییرات سطح قیمت در نظر گرفته شود در این صورت سطح عمومی قیمت‌ها مستقل از سیاست مالی است اما مقدار بدھی‌های دولت بر تعادل پولی واقعی موثر بوده و بر افزایش حجم پول در آینده تاثیرگذار است. هرگاه سیاست مالی محدودیت‌هایی را بر سیاست پولی اعمال کند، نظریه مالی سطح عمومی قیمت‌ها به عنوان مدل گسترش یافته "محاسبه ناخوشایند پولی"^۲ مطرح می‌شود. سارجنت و والاس مدلی را ارائه می‌کنند که سیاست مالی منجر به تورم می‌شود. بر اساس این دیدگاه کنترل تورم بطور یکسان به مراجع مالی و پولی بستگی دارد. در صورتی که حجم پول، مقدار اوراق قرضه دولتی و مخارج دولت ثابت در نظر گرفته شود، به دلیل وجود اوراق قرضه دولتی و بار بدھی حاصل از اصل و فرع آن، باید حجم مالیات‌ها یا رشد حجم پول در آینده افزایش یابد تا دولت بتواند بدھی‌های گذشته را جبران کند. محاسبه ناخوشایند پولی در شرایطی رخ می‌دهد که افزایش حجم پول، منجر به کاهش بازدهی مورد انتظار پول گردد که در نتیجه تقاضای پول افزایش یافته و سطح قیمت در تطابق با تقاضای پول افزایش می‌یابد.

به طور مثبت تحت تاثیر عرضه پول و قرضه دولتی است و شوک‌های مالی مثبت اثرات مثبت سازگاری را بر عرضه پول نشان می‌دهد. همچنین نتایج این تحقیق در کشور جامائیکا بر اساس رویکرد خود رگرسیون برداری، بیانگر سازگاری بین قیمت‌ها، پول، تغییرات نرخ ارز و ابزارهای بازارهای باز است. مطالعه دیگری توسط بالدینی و همکاران^۱ در کشورهای آفریقایی انجام شده است که نشان می‌دهد سیاست‌های مالی و پولی می‌تواند به عنوان لنگری در تثیت قیمت مؤثر باشد، به عبارتی کسری بودجه مداوم موجب افزایش بدھی‌های عمومی شده و عدم تعادل مالی موجب بروز تورم می‌گردد. به عبارتی کشورهای با تعهدات مالی نسبتاً زیاد دارای نرخ تورم بالاتری هستند.

۳. نظریه مقداری پول و نظریه مالی سطح عمومی قیمت‌ها

نظریه مقداری و نظریه مالی سطح قیمت برای تحلیل از یک تابع تقاضای پول مرسوم به صورت زیر استفاده می‌کند:

$$\frac{m^d}{P} = h(i, Y) \quad (1)$$

که در آن P سطح قیمت‌ها، i نرخ بهره اسمی که بیانگر هزینه فرصت پول است و Y متغیر مقیاس یا به عبارتی سطح تولید است. در صورتی که نرخ بهره اسمی تعیین کننده جانشینی بین انواع دارایی‌ها در نظر گرفته شود، این معادله آربیتریز بین پول و اوراق قرضه اسمی یا به عبارتی اثر توبین را نشان می‌دهد. اما در این معادله ترکیب متقابل سیاست‌های پولی و مالی مورد انتظار که

² Unpleasant Monetary Arithmetic

¹ Baldini and Poplawski

$$C = aWR + CY_L \quad (2)$$

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(c_t) + \gamma \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) \right) \quad (3)$$

با در نظر گرفتن قید محدودیت منابع :

$$C_t + \frac{m_t}{p_t} + \frac{b_t}{p_t} = Y_t - \tau_t + \frac{m_{t-1}}{p_t} + \frac{i_{t-1} b_{t-1}}{p_t} \quad (4)$$

قرضه دولتی مقطوع i_{t-1} : نرخ رشد بازدهی اوراق

قرضه دولتی بین دوره t و $t-1$

مساله حداکثرسازی منجر به شرایط مرتبه اول برای مصرف و تقاضای واقعی پول می‌شود:

$$\frac{m_t}{p_t} = \frac{\gamma C_t i_t}{i_t - 1} \quad (5)$$

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = \frac{\beta i_t}{\pi_{t+1}} \quad (6)$$

با توجه به آن که $\frac{p_{t+1}}{p_t} = \pi_t$ است، روابط (5) و

(6) یانگر تابع تقاضای پول کیگان است که معکوس با انتظارات تورمی مرتبط است. حال اگر محدودیت بین دوره ای بودجه دولت در رابطه زیر در نظر گرفته شود:

$$G_t + (i_{t-1} - 1) \frac{B_{t-1}}{p_t} = \tau_t + \frac{(M_t - M_{t-1})}{p_t} + \frac{(B_t - B_{t-1})}{p_t} \quad (7)$$

به دلیل عدم وجود شرایط بازی پونزی^۲ محدودیت بودجه دولت در بلندمدت عبارتست از:

$$\frac{i_{t-1} B_{t-1}}{p_t} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\tau_{t+j}}{R_{t,j}} - \sum_{i=0}^{\infty} \frac{G_{t+j}}{R_{t,j}} + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{M_{t+j} - M_{t+j-1}}{R_{t+j} P_{t+j}} \quad (8)$$

اثر نهایی تغییرات قیمتی بستگی به رشد حجم پول و همچنین حجم فروش اوراق قرضه دارد. به عبارتی تغییر در حجم پول در آینده بستگی به نسبت حجم پول به اوراق قرضه $\left(\frac{B_t}{M_t}\right)$ خواهد داشت. هرچه تغییر در این نسبت بیشتر باشد، تغییر در پرداخت اصل و فرع اوراق قرضه و همچنین تغییرات رشد حجم پول و افزایش نرخ تورم در آینده بیشتر خواهد شد.

۴. مقایسه دو دیدگاه نظریه مقداری پول و نظریه مالی سطح عمومی قیمت‌ها

کلیه مباحث مطرح شده در دو نظریه بر این مسئله توافق دارند که با وجود آن که بانک مرکزی مسئول حفظ ثبات قیمت است، اما نمی‌تواند راجع به چگونگی مسائل مالی دولت نظری کسری بودجه بی تفاوت باشد. نقطه تمایز نظریه مالی سطح قیمت و دیدگاه سارجنت و والاس با نظریه مقداری برای تعیین سطح قیمت، در نوع بدھی دولت است. در نظریه مالی، معیار بدھی دولت و در نظریه مقداری، معیار عرضه پول است.

به طور کلی می‌توان گفت استدلال نظریه مالی سطح عمومی قیمت‌ها بر اساس حالت خاصی از یک مدل کلی^۱ است که سطح مصرف بر اساس ثروت واقعی و درآمد نیروی کار Y_L در نظر گرفته می‌شود در این مدل خانوار دارای درآمد ثابت τ_t در هر دوره،

ثروت واقعی خود را به مصرف C_t حجم پول $\frac{m_t}{P_t}$ و

اوراق قرضه دولتی $\frac{b_t}{P_t}$ اختصاص می‌دهد و بر این

اساس تابع مطلوبیت (3) را حداکثر می‌کند:

² Ponzi Gam

¹ Castro

و اگر جانشینی بین اوراق قرضه و نرخ بازدهی دارایی‌های واقعی وجود نداشته باشد (۱۱)، قیمت تعادلی عبارتست از:

$$P_t = \frac{(1-\beta)(M_t + \delta \cdot B_t)}{\gamma C_t} \quad (11)$$

اگر معادله (۱۱) بصورت لگاریتم خطی در نظر گرفته شود:

$$\hat{P}_t = \lambda_1 \hat{M}_t + \lambda_2 \hat{B}_t - \hat{C}_t \quad (12)$$

$$\lambda_1 = \frac{\delta B^*}{M^* + \delta B^*} \quad \lambda_2 = \frac{\delta B^*}{M^* + \delta B^*}$$

علامت * نشان‌دهنده انحراف هر یک متغیرها از مقادیر تعادلی به صورت لگاریتمی است که با $*$ نمایش داده شده است. این معادلات ارتباط خطی بین تورم و افزایش عرضه پول و بدھی عمومی را نشان می‌دهد به‌این‌ترتیب این ارتباط می‌تواند به صورت تجربی آزمون شود و در وضعیت پویا که اجازه بازسازی مدل در طول زمان داده می‌شود، اگر معادله (۱۲) به صورت غیر مقید تغییر داده شود:

$$\hat{P}_t = \alpha \hat{P}_{t-1} + \beta_1 \hat{M}_t + \beta_2 \hat{B}_t - \beta_3 \hat{C}_t \quad (13)$$

به‌طور کلی در صورتی که دولت بدھی‌هایش را به پول تبدیل نکند و یا چنان‌چه در بلند مدت بودجه متوازن شده وجود نداشته باشد، آن‌گاه معادله (۱۱) به تئوری مقداری پول تبدیل می‌شود ($\delta = 0$). اگر دولت بدھی خود را بطور کامل به پول تبدیل کند ($\delta = 1$)، نشان‌دهنده آن است که اثرات تورمی انتشار قرضه دولتی یا به عبارتی بدھی دولت بسیار قوی‌تر از اثرات تورمی عرضه پول است. در حالت غیر حدی معمولاً δ

از آن‌جایی که مخارج واقعی دولت (G) و نرخ تنزیل مرکب واقعی ($R_{t,j}$) است، در این صورت بر اساس رابطه $R_{t+j} = \prod_{h=1}^j r_{t+h}$ بیانگر نرخ بهره واقعی بروندزا بین دوره $t+1$ و $t+h$ است. اگر (δ) نشان‌دهنده هماهنگی طبیعی بین سیاست پولی و مالی در نظر گرفته شود، با توجه به بدھی دولت در گذشته، سیاست‌های مالی به گونه‌ای انتخاب می‌شود که دولت قادر به پرداخت اصل و فرع بدھی-ها، ($\delta = 1$ ، باشد. به منظور تامین مالی قرضه‌های دولتی به اندازه (δ) حجم پول افزایش می‌یابد. بدین ترتیب تابع عرضه پول عبارتست از:

$$\frac{M_t}{P_t} = \frac{i_{t-1}}{i_t} \left[\frac{\delta i_{t-1} B_{t-1}}{P_t} + \frac{M_{t-1}}{P_t} - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{M_{t+j}}{P_{t+j} R_{t,j}} \frac{i_{t+j} - 1}{i_{t+j}} \right] \quad (9)$$

معادله (۹) بیانگر آن است که عرضه پول به صورت افزایش بدھی دولت و تبدیل آن به حجم پول یا به عبارتی پولی نمودن بدھی دولت (اولین جمله سمت راست معادله) و پس‌اندازهای صورت گرفته به منظور باز پرداخت بهره آینده (سومین جمله سمت راست معادله) بدست می‌آید که توسط تامین پولی کسری بودجه جاری تعیین می‌شود. عامل δ که نشان‌دهنده هماهنگی طبیعی بین سیاست پولی و مالی است. قیمت تعادلی توسط وضع شرایط تعادلی (۵) و (۹) و بر اساس استخراج معادله اول در معادله (۶) بدست می‌آید:

$$P_t = \frac{(1-\beta)(M_{t-1} + \delta i_{t-1} B_{t-1})}{\gamma C_t} \quad (10)$$

^e: نرخ ارز غیر رسمی، M : حجم پول که منظور اسکناس و مسکوک به علاوه سپرده‌های دیداری، pd : بدھی‌های دولت به بانک مرکزی، ^r: میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی^۲ و I : درآمدهای دولت^۳ است. در این تحقیق از رویکرد تصحیح خطای برداری و تصحیح خطای برداری ساختاری مبتنی بر داده‌های آماری در دوره زمانی (۱۳۶۸-۱۳۸۷) و به صورت فصلی مربوط به اقتصاد ایران که برگرفته از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی است، استفاده می‌شود. به این ترتیب به تعیین وقفه بهینه و تحلیل اجزاء باقیمانده، آزمون مانایی و آزمون علیت، تحلیل واکنش ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی پرداخته سپس بر اساس مبانی تئوریک و روابط بدست آمده در مدل تصحیح خطای برداری به تخمین مدل ساختاری و تحلیل نتایج حاصل از آن پرداخته می‌شود.

۲.۵. روش تحقیق

انتقادی که همواره به رویکرد خود رگرسیون برداری وارد بوده این است که این رویکرد هیچ گونه مبنای اقتصادی ندارد و تنها نقشی که اقتصاددان در تخمین یک مدل خود رگرسیون برداری ایفا می‌کند، تعیین نوع متغیرهایی است که باید در مدل وارد شود. در واکنش به این مشکل مدل‌های خود رگرسیونی ساختاری معرفی شدند که بر محدودیت‌های مدل VAR با وارد کردن اطلاعات اقتصادی فائق آیند، در صورتی که در مدل‌های سری زمانی به صورت فرم خلاصه شده امکان آن

^۲ نرخ سود سپرده‌های بانکی به صورت متوسط وزنی نرخ سود سپرده بانک‌های خصوصی و دولتی در نظر گرفته می‌شود.

^۳ شامل درآمدهای مالیاتی و درآمدهای نفتی دولت است.

بین صفر و یک در حال نوسان است. بنابراین می‌توان گفت معادله (۱۱) ارتباط قیمت تعادلی را با حجم پول و قرضه عمومی مشخص می‌کند و تلفیق نظریه مقداری پول و نظریه سارجنت و والاس (۱۹۸۱) را نشان می‌دهد.

۵. مدل نظری و روش تحقیق

۱.۵. مدل نظری

بر اساس مبانی نظری مطرح شده، این تحقیق با رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری مدل هفت متغیرهای را در نظر می‌گیرد که متغیرهای تولید، سطح قیمت و حجم پول بر اساس آنچه در نظریه مقداری پول مطرح شده است، در مدل لحاظ می‌شود. همچنین بر اساس نظریه مالی سطح قیمت مبنی بر تاثیرگذاری بدھی دولت بر نرخ تورم، از متغیر بدھی دولت^۱ نیز استفاده می‌شود. به منظور نشان دادن ابزارهای سیاست پولی، از متغیر نرخ سود سپرده‌های بانکی و تغییرات حجم پول استفاده شده است و به دلیل تاثیرگذار بودن درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران با توجه به نوسانات نرخ ارز، از متغیرهای درآمد حاصل از صادرات نفت و نرخ ارز استفاده می‌شود:

$$Y' = [gdp, P, M, pd, I, r, e] \quad (14)$$

gdp : تولید ناخالص داخلی واقعی، P : سطح عمومی قیمت‌ها بر اساس شاخص قیمتی مصرف کننده،

^۱ برای در نظر گرفتن مفهوم بدھی دولت می‌توان از متغیرهایی نظری حجم اوراق قرضه دولتی استفاده نمود. اما در این تحقیق به دلیل پایین بودن حجم بدھی حاصل از اوراق قرضه دولتی نسبت به بدھی دولت به بانک مرکزی و همچنین تحقیق در مورد چگونگی تاثیر این متغیر، از بدھی دولت بر اساس خلاصه دارایی‌ها و بدھی‌های سیستم بانکی که شامل بدھی بخش دولت و شرکت‌ها و موسسات دولتی است، استفاده می‌شود.

نظر گرفته می‌شود تا با استفاده از شوک‌ها به تشخیص مدل پرداخته شود (فری و پاگان، ۲۰۰۵)^۱. سومین روش در نظر گرفتن دوره زمانی بلندمدت مانند مدل‌های تصحیح خطای برداری به عنوان تعمیمی از روش‌شناسی بالانچارد و کوا^۲ (۱۹۸۹) بوده و اخیراً در جهت تشخیص مطابقت بین مدل‌های *SVECM* و *SVAR*، با استفاده از روابط هم‌جمعی به عنوان ابزاری برای تشخیص استفاده می‌شود. یکی از ویژگی‌های رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری و بردارهای همگرایی آن است که روند زمانی آنها تحت تاثیر انحرافاتی است که از تعادل بلند مدت وجود دارد. در یک مدل تصحیح خطای، تغییرات کوتاه‌مدت متغیرهای سیستم، بر اساس میزان انحراف سیستم از تعادل بلندمدت صورت می‌گیرد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعديل جزئی هستند که در آنها با وارد کردن جملات پسمند مانا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقادیر تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند. به عبارتی در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشند که در این صورت می‌توان جمله خطای تعادلی را بدست آورد و مقدار خطای برای پیوند رفتار کوتاه‌مدت با مقادیر تعادلی بلندمدت مورد استفاده قرار می‌گیرد. ضریب جمله تصحیح خطای نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعديل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. برای توضیح رویکرد ساختاری به توضیح رابطه بین خطاهای پیش‌بینی و

وجود نداشته است. سیمز و برنانک (۱۹۸۶) روشی را برای مدل‌سازی جملات اختلال بر مبنای تحلیل‌های اقتصادی پیشنهاد نموده‌اند. این روش مبتنی بر تخمین روابط بین اختلالات ساختاری بر اساس یک مدل اقتصادی است.

تشخیص شوک‌های حاصل از سیاست در یک مدل ساختاری از سه طریق امکان‌پذیر است. روش اول استفاده از محدودیت‌های حاکم بر روابط هم‌مان بین متغیرها یا به عبارتی هم‌جمعی است. بر این اساس رویکرد مدل‌های تصحیح خطای (*VECM*) مورد استفاده قرار می‌گیرد، زیرا استفاده از رویکرد *VAR* در صورتی که متغیرهای مدل نامانا باشند، نتایج مناسبی را ارایه نمی‌دهد. البته دیدگاهی مبنی بر بی‌اعتنایی به مانایی و نامانایی متغیرها و برآورد بر اساس مدل‌های *VAR* و *SVAR* وجود دارد، اما به دلیل اطلاعات ارزشمند مربوط به وجود روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل‌های تصحیح خطای بر مدل‌های *VAR*، برتری دارد. مفهوم اصلی هم‌جمعی، وجود هر نوع رابطه تعادلی میان مجموعه‌ای از متغیرهای ناماناست و به معنای آن است که باید روند تصادفی آنها به هم مرتبط باشد و در نتیجه متغیرها مستقل از یکدیگر تغییر نمی‌کنند. از آنجایی که روند متغیرهای هم جمع با هم در ارتباط هستند، روند پویای این متغیرها باید دارای نوعی ارتباط با میزان انحراف فعلی از رابطه تعادلی باشند. دو مین روش مبتنی بر محدودیت‌های صفر بر ضرایب موجود در مدل است. به عبارتی بر اساس تئوری‌های اقتصادی هرگونه عدم وجود رابطه بین متغیرهای موجود در مدل با قراردادن عدد صفر در ماتریس ضرایب نشان داده می‌شود. به این ترتیب محدودیت‌هایی را بر توابع واکنش و ضریبه در

¹ Fry and Pagan

² Blanchard – Quah

برای شناسایی روابط هم جمعی و $\frac{K^*(K^*-1)}{2}$ قید دائمی برای شناسایی شوک دائمی مورد نیاز است (لوتکپل و کراتزیگ، ۲۰۰۴)^۱.

۶. برآورد مدل و تفسیر نتایج

به منظور کاهش نوسان در تخمین مدل متغیرها به صورت لگاریتمی، استفاده شده است. در تخمین مدل عرض از مبدأ، روند خطی و سه متغیر مجازی فصلی در نظر گرفته می شود. بر اساس آزمون های مانایی و نامانایی ریشه واحد فصلی، متغیرهای موجود در مدل در سطح نامانا بوده و با یکبار تفاضل گیری مانا می شوند^۲. با در نظر گرفتن آزمون های تشخیصی و با استفاده از معیار آکائیک^۳ وقفه چهار در نظر گرفته می شود. سپس به تشخیص تعداد روابط هم جمعی بر اساس آزمون هم جمعی یوهانسن^۴ و لوتکپل-سایکونن^۵ پرداخته می شود. نتایج ییانگر وجود دو رابطه بلندمدت است.

اختلالات ساختاری در یک مدل ساختاری با n متغیر پرداخته می شود. مدلی با n متغیر در نظر گرفته می شود:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

اگر رابطه بدست آمده در B^{-1} ضرب شود تعمیم چند متغیره به صورت زیر بدست می آید.

$$x_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (16)$$

اگر A_0 و A_1 و e_t را به صورت $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ و $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ و $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ تعریف شود حال در مورد قیودی که بر سیستم اعمال می شود، باید به گونه ای باشد که اولاً مقادیر مختلف دنباله $\{\varepsilon_{it}\}$ استخراج شود و ثانیاً ساختاری که برای خطاهای در نظر گرفته می شود با توجه به شرط استقلال مقادیر مختلف دنباله $\{\varepsilon_{it}\}$ حفظ شود. به این ترتیب با توجه به آنکه n تعداد متغیر موجود در مدل است تعداد مجهولات، مقادیر معلوم و مستقل و قیود سیستم به صورت n^2 تعداد مجهولات،

$$\left(\frac{n^2+n}{2} \right) = \frac{n^2-n}{2}$$

مقادیر معلوم و مستقل و

قیود سیستم است به این ترتیب برای تشخیص یک مدل ساختاری لازم است $\frac{n^2-n}{2}$ قید بر مدل ساختاری اعمال شود و اگر از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری استفاده شود در صورتی که r به عنوان تعداد بردارهای هم جمعی و K تعداد متغیرهای درونزای مدل باشد، برای شناسایی ماتریس کوتاه مدت به $\frac{K(K+1)}{2}$ پارامتر، $\frac{1}{2} K(K-1)$ قیود مستقل، r شوک زود گذر، $K^* = K - r$ شوک با اثرات دائمی، K^*r قید مستقل

¹Lutkepohl and Kratzig

² در جدول آزمون ریشه واحد فصلی نتایج برخی متغیرها آورده شده است.

³ Akaike Information Criterion(AIC)

⁴ Johansen

⁵ Saikonen and Lutkepohl

جدول (۱): آزمون ریشه واحد فصلی

نام متغیر	اجزاء ثابت	آماره آزمون	H_0	آماره آزمون	مقادیر بحرانی	%۱۰	%۵
عرض از مبداء	-2/00	$t_{\hat{\pi}1}$	$\pi_1 = 0$	-۳/۳۹	-۳/۱۰	-۳/۱۰	-۳/۳۹
روند	-2/23	$t_{\hat{\pi}2}$	$\pi_2 = 0$	-۲/۸۲	-۲/۵۳	-۲/۵۳	-۲/۸۲
متغیر مجازی	6/34	F_{34}	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	6/55	5/48	5/48	6/55
فصلی	5/68	F_{234}	$\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$	5/93	5/09	5/09	5/93
فصلی	5/62	F_{1234}	$\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$	6/31	5/55	5/55	6/31
عرض از مبداء	-1/5	$t_{\hat{\pi}1}$	$\pi_1 = 0$	-۳/۴۰	-۳/۱۱	-۳/۱۱	-۳/۴۰
روند	0/24	$t_{\hat{\pi}2}$	$\pi_2 = 0$	1/۹۳	1/61	1/61	1/۹۳
متغیر مجازی	1/85	F_{34}	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	۳/۰۵	۲/۳۵	۲/۳۵	۳/۰۵
فصلی	1/26	F_{234}	$\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$	۲/۷۴	۲/۱۸	۲/۱۸	۲/۷۴
عرض از مبداء	1/68	F_{1234}	$\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$	۴/۱۹	۳/۵۹	۳/۵۹	۴/۱۹
روند	2/34	$t_{\hat{\pi}1}$	$\pi_1 = 0$	۳/۳۹	۳/۱۰	۳/۱۰	۳/۳۹
متغیر مجازی	-2/64	$t_{\hat{\pi}2}$	$\pi_2 = 0$	-۲/۸۲	-۲/۵۳	-۲/۵۳	-۲/۸۲
فصلی	4/2	F_{34}	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	6/55	5/48	5/48	6/55
فصلی	5/12	F_{234}	$\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$	5/۹۳	5/۰۹	5/۰۹	5/۹۳
log(gdp)	5/4	F_{1234}	$\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$	6/31	5/55	5/55	6/31

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): آزمون هم‌جمعی یوهانسن و سایکونن، لوتکل

نوع آزمون	فرضیه صفر	آماره	LR	مقادیر بحرانی	%۱۰	%۵
یوهانسن	r = 0	۱۶۹/۲۶	۱۲۵/۴۲	۱۲۰/۲۸	۹۱/۰۱	۹۵/۵۱
	r = 1	۱۰۱/۷۲	۹۵/۵۱	۹۱/۰۱	۶۵/۷۳	۶۹/۶۱
	r = 2	۶۶/۳۳	۶۹/۶۱	۶۵/۷۳	۹۹/۵۲	۱۰۴/۲۴
سایکونن - لوتکل	r = 0	۱۲۹/۲۲	۱۰۴/۲۴	۹۹/۵۲	۷۳/۳۱	۷۷/۴۱
	r = 1	۸۱/۳۵	۷۷/۴۱	۷۳/۳۱	۵۱/۱۰	۵۴/۵۹
	r = 2	۴۶/۲۵	۴۶/۲۵	۵۱/۱۰		

منبع: یافته‌های تحقیق

متغیرهای موجود در مدل، نظریه مالی سطح عمومی قیمت و رویکرد پولی تورم را تایید می کند و منطبق بر تئوری های اقتصادی است.

نتایج آزمون های تشخیصی تحلیل اجزاء باقیمانده دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی، غیر نرمال و واریانس ناهمسانی است. بررسی ثبات، توسط هانسن و یوهانسن^۱ برای تشخیص ثبات در مدل تصحیح خطای برداری که دارای متغیرهای همجمعی شده هستند، نشان می دهد همگی متغیرها به جز سطح قیمت رفتار نسبتاً باثباتی از خود بروز می دهند.

۲. تحلیل واکنش ضربه^۲ و تجزیه واریانس خطای پیش یینی^۳

تحلیل واکنش ضربه برای نشان دادن تاثیرات پویای متغیرهای سیاستی بر متغیرهای غیر سیاستی مورد استفاده قرار می گیرد. به این ترتیب بر اساس ایجاد یک ضربه توسط اجزای اخلال متغیرهای بدھی دولت، توسط وزنی نرخ سود سپرده های بانکی، حجم پول و عکس العمل تغییرات تولید، تغییرات سطح عمومی قیمت ها مورد بررسی قرار می گیرد. به طور کلی تحلیل VECM تاثیرات پویا بین متغیرهای درونزای مدل توسط ماتریس واریانس کواریانس و مقادیر خطای، تحلیل واکنش ضربه گفته می شود. به این منظور بر اساس روش هال (۱۹۹۲) و در سطح اطمینان ۹۰ درصد و با تعداد انعکاس ۱۰۰ و برای ۴۸ فصل، به این ترتیب واکنش متغیرهای مورد نظر در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت مورد بررسی قرار می گیرد. تفسیر کوتاه مدت در چهار وقفه یا به عبارتی چهار فصل، تفسیر میان مدت بین پنج فصل تا پیست فصل و تفسیر بلند مدت بر اساس پیست فصل به بالا انجام می شود.

$$\begin{aligned} P_t = & 1/52 M_t - 0/51 p d_t + 0/071 I_t + \\ & 0/0057 r_t + 0/168 e_t + EC_{2t} \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} p d_t = & -3/89 g d p_t + 2/82 M_t - 0/46 I_t \\ & + 0/021 r_t - 1/34 e_t + EC_{1t} \end{aligned} \quad (18)$$

تحلیل روابط بلند مدت نشان می دهد که تولید و حجم بدھی های دولت رابطه معکوس دارد. از طرفی بین حجم پول و بدھی دولت رابطه مستقیم مشاهده می شود، می توان گفت افزایش بدھی های دولت نیاز به افزایش حجم پول را در بلند مدت نشان می دهد.

همچنین بین درآمدهای دولت و بدھی دولت رابطه معکوس وجود دارد و می توان گفت در صورت بهبود در وضعیت درآمدهای دولت، کاهش در بدھی دولت به بانک مرکزی مشاهده می شود. بر اساس نتایج روابط بلند مدت بدست آمده، نرخ سود سپرده های بانکی و بدھی دولت در بلند مدت رابطه مستقیم مشاهده می شود و همچنین روابط بلند مدت رابطه منفی نرخ ارز و بدھی دولت را نشان می دهد.

دومین رابطه بلند مدت نشان می دهد بین حجم پول و سطح عمومی قیمت ها ارتباط مستقیم وجود دارد به عبارتی رویکرد پولی تورم تایید می شود. همچنین رابطه مثبت درآمدهای دولت و سطح عمومی قیمت ها نشان داده می شود. در مورد رابطه مثبت نرخ ارز و سطح عمومی قیمت ها می توان گفت، افزایش نرخ ارز یا به عبارتی کاهش ارزش پول داخلی منجر به افزایش سطح عمومی قیمت ها گردیده است. از طرفی افزایش سطح قیمت ها موجب کاهش ارزش پول واقعی بدھی های دولت می گردد. رابطه بلند مدت مثبت بین متغیر نرخ سود سپرده های بانکی و سطح عمومی قیمت ها مشاهده می شود ولی اثر نرخ سود سپرده های بانکی و سطح قیمت ها در مقایسه با سایر متغیرها اثرات ناچیزی را نشان می دهد. روابط بلند مدت بر اساس سری های زمانی

¹ Hansen and Johansen

² Impulse Response

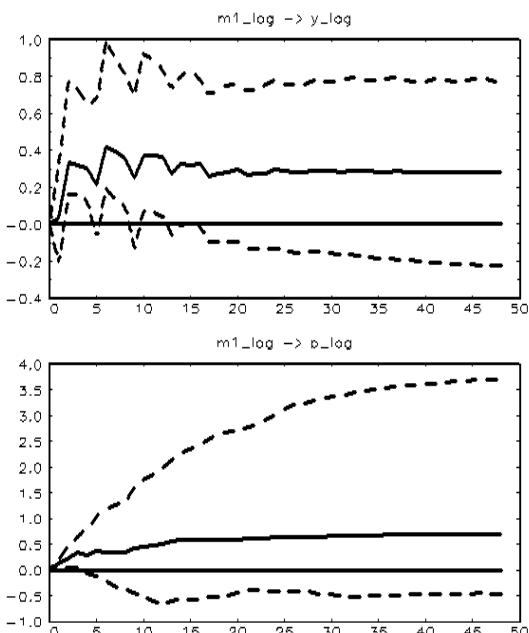
³ Forecast Error Variance Decomposition

تورمی به خصوص تا هشت فصل و همچنین کاهش در رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت می‌گردد.

شوک مثبت میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی بر تغییرات سطح تولید در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت اثرات معناداری ندارد. شوک مثبت میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی بر تغییرات سطح قیمت نشان می‌دهد، هر ضربه مثبت بر نرخ سود سپرده‌های بانکی در کوتاه‌مدت موجب کاهش سطح قیمت شده ولی در میان‌مدت و بلندمدت به عنوان یک سیاست انقباضی به طور کارآمد عمل نمی‌کند.

اثرات واکنش ضربه متغیر نرخ ارز بر سطح تولید در کوتاه‌مدت اثر منفی ولی در میان‌مدت و بلندمدت معنادار نمی‌باشد. اما اثرات شوک مثبت نرخ ارز در کوتاه‌مدت و حدود هفت فصل موجب افزایش سطح قیمت می‌شود ولی به طور کلی در میان‌مدت و بلندمدت معنادار نمی‌باشد.

$$M \rightarrow gdp, P$$

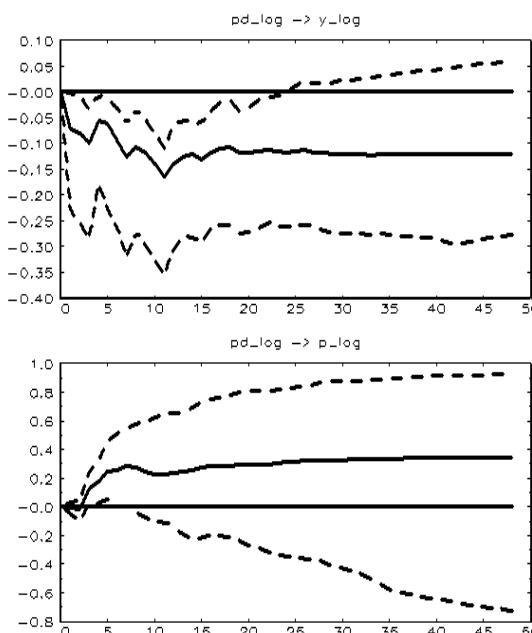


$$r \rightarrow gdp, P$$

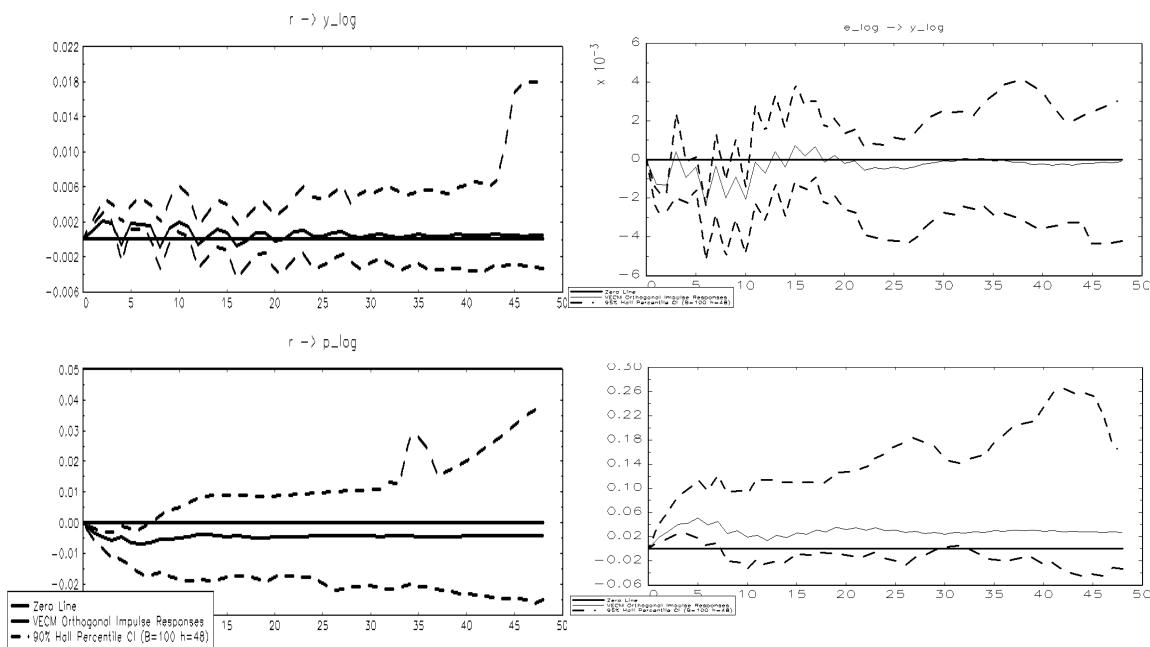
شوک مثبت حجم پول در کوتاه‌مدت اثر مثبت بر سطح تولید نشان می‌دهد ولی در میان‌مدت تا حدود هشت فصل تأثیر مثبت و بلندمدت معنادار نمی‌باشد. همچنین شوک مثبت حجم پول در کوتاه‌مدت موجب افزایش سطح قیمت عمومی قیمت‌ها می‌شود ولی در میان‌مدت و بلندمدت معنادار نمی‌باشد.

بر اساس توابع واکنش ضربه، شوک مثبت بدھی دولت تأثیر منفی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بر تغییرات سطح تولید نشان می‌دهد ولی در بلندمدت معنادار نمی‌باشد. از طرفی شوک مثبت بدھی دولت بر تغییرات سطح قیمت از فصل اول تا حدود فصل هشتم اثر مثبت و معنادار بوده به عبارتی هر شوکی مثبت بر بدھی دولت موجب افزایش سطح قیمت عمومی قیمت‌ها می‌شود ولی به طور کلی در میان‌مدت و بلندمدت اثر این شوک معنادار نیست. به طور کلی نتایج بیانگر آن است که هر گونه افزایش در بدھی دولت منجر به ایجاد شرایط

$$pd \rightarrow gdp, P$$



$$e \rightarrow gdp, p$$



نمودار(۱): توابع واکنش ضربه متغیرهای حجم پول و بدھی دولت بر تولید و قیمت

منبع: یافته های تحقیق

جدول(۳): واکنش ضربه متغیرهای حجم پول بدھی دولت و نرخ سود سپرده های بانکی بر تولید و قیمت

r	pd	M	تاثیر					
بلندمدت	میانمدت	کوتاهمدت	بلندمدت	میانمدت	کوتاهمدت	بلندمدت	میانمدت	کوتاهمدت
-0/0004	-0/0002	-0/0006	-0/0045	-0/0044	-0/0021	0/0046	0/0049	0/0054
-0/0044	-0/0047	-0/0047	0/011	0/0098	0/0068	0/0132	0/0112	0/0067

ادامه جدول (۳): واکنش ضربه متغیر نرخ ارز بر تولید و قیمت

e	تاثیر		
بلندمدت	میانمدت	کوتاهمدت	
-0/0001	-0/009	-0/00023	gdp
0/0280	0/0309	0/0181	P

منبع: یافته های تحقیق

خطای پیش‌بینی استفاده می‌شود. از این رو به منظور بررسی اهمیت نسبی شوک‌های متغیرهای سیاستی از

برای تشخیص سهم اجزاء اخلال معتمد بر حداقل مربعات خطای تک تک متغیرها، از تجزیه واریانس

واریانس بدھی دولت دارد. شوک تولید، شوک درآمدهای دولت شوک قیمت بیشترین سهم را در واریانس نرخ ارز نشان می‌دهد. همچنین به جز شوک قیمتی سایر شوک‌ها بر پیش‌بینی تجزیه واریانس خطای نرخ سود سپرده‌های بانکی تاثیری بسیار اندکی دارد.

۸. تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری SVECМ

پس از تحلیل مراحل برآورد مدل تصحیح خطای برداری و انجام آزمون‌های تشخیصی و تحلیل‌های نظری بررسی توابع واکنش ضربه و تجزیه خطای پیش‌بینی، برآورده مدل خلاصه شده با استفاده از تحلیل ساختاری، مبتنی بر مبانی تئوریک و بردار شوک‌های ساختاری، مورد نظر قرار می‌گیرد. به طور کلی شوک‌ها به صورت $(\mathcal{E}^{gdp}, \mathcal{E}^P, \mathcal{E}^m, \mathcal{E}^{pd}, \mathcal{E}^I, \mathcal{E}^r, \mathcal{E}^{BP})$ در نظر گرفته می‌شود. شوک‌ها به ترتیب شوک عرضه کل (شوک تولید)، شوک قیمتی، شوک حجم پول، شوک بدھی دولت، شوک درآمدهای دولت، شوک متوسط وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی، شوک تراز پرداخت‌ها (شوک نرخ ارز) در نظر گرفته می‌شود.

جمله بدھی دولت، نرخ ارز و تغییرات حجم پول در متغیرهای غیرسیاستی، تغییرات تولید و تغییرات سطح قیمت از تجزیه واریانس استفاده می‌شود و بر حسب درصد، تاثیر هر متغیر در واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای تولید و سطح قیمت‌ها نشان داده می‌شود.^۱ بر اساس جداول تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی می‌توان گفت دلیل اصلی واریانس تولید متأثر از سطح تولید است و سایر متغیرها تأثیر قابل توجهی بر تولید ندارند. نرخ سود سپرده‌های بانکی به عنوان یک سیاست پولی در واریانس تولید در همه ابعاد زمانی بی‌تأثیر است و از سوی دیگر شوک بدھی دولت در کوتاه‌مدت بر واریانس تولید بی‌تأثیر بوده و در بلندمدت و میان‌مدت نیز با اثرات بسیار اندک در تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تولید موثر است. بر اساس نتایج بدست آمده، دلیل اصلی واریانس قیمت، شوک حجم پول است به‌طوری که این شوک در بلند مدت ۱۴ درصد، سهم در واریانس قیمت دارد و آثار آن هرچند کوتاه‌مدت اندک است ولی در میان‌مدت و بلندمدت آثار آن قابل توجه بوده و بطور یکنواخت باقی می‌ماند. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بدھی دولت نشان می‌دهد شوک حجم پول و شوک قیمت بیشترین سهم را در

^۱ منظور از \mathcal{E}^{gdp} شوک تولید بر سطح قیمت، \mathcal{E}^P شوک قیمت بر سطح قیمت، \mathcal{E}^M شوک حجم پول بر سطح قیمت، \mathcal{E}^e شوک نرخ ارز بر سطح قیمت، \mathcal{E}^{pd} شوک بدھی دولت بر سطح قیمت یا به عبارتی اهمیت نسبی شوک‌های تولید، قیمت، حجم پول بر سطح قیمت است. همین روند بر تأثیرگذاری هر یک از شوک‌های مورد نظر بر سطح تولید و سایر متغیرهای مدل نیز در نظر گرفته می‌شود.

جدول (۴): تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تولید

ε^e	ε^r	ε^I	ε^{pd}	ε^p	ε^M	ε^{gdp}	فصل
۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱
۰	۰	۰/۰۱	۰	۰	۰	۰/۹۶	۴
۰	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۹۳	۸
۰	۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۹۴	۱۲
۰	۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۹۴	۲۸
۰	۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۴	۰	۰/۹۴	۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سطح قیمت

ε^e	ε^r	ε^I	ε^{pd}	ε^p	ε^M	ε^{gdp}	فصل
۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰	۱
۰	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۹۱	۰/۰۲	۰/۰۲	۱
۰	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۷	۰/۱	۰/۱۳	۸
۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱	۰	۰/۶۲	۰/۱۴	۰/۱۸	۱۲
۰/۰۲	۰/۰۱	۰	۰	۰/۶۱	۰/۱۴	۰/۲۱	۲۸
۰/۰۲	۰/۰۱	۰	۰	۰/۶	۰/۱۴	۰/۲۲	۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۶): تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بدھی دولت

ε^e	ε^r	ε^I	ε^{pd}	ε^p	ε^M	ε^{gdp}	فصل
۰	۰	۰	۰	۰/۸۱	۰	۰/۱۳	۱
۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۴۱	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۲۵	۴
۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۵	۰/۱۶	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۲۹	۸
۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۱۱	۰/۱	۰/۱۲	۰/۳۱	۰/۱۲	۱۲
۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۲۸	۰/۱۸	۲۸
۰/۰۳	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۰۶	۰/۱۹	۰/۲۸	۰/۱۹	۴۸

منبع: یافته‌های تحقیق

داخلی در نظر گرفته شود. به این ترتیب در بلندمدت همه شوک‌ها بجز شوک عرضه کل صفر است (دانگری و فری، ۲۰۰۸).^۲ این موضوع بر اساس توابع واکنش ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای مدل و همچنین روابط بردار هم‌جمعی بلندمدت نیز تصدیق می‌شود.

در مورد تاثیرگذاری نرخ ارز بر سایر متغیرهای مدل در قالب شوک تراز پرداخت‌ها می‌توان با توجه به توابع واکنش ضربه و تجزیه خطای پیش‌بینی به این نتیجه رسید که حجم پول، بدھی دولت و درآمدهای دولت و نرخ سود سپرده‌های بانکی تاثیری بر جملات اخلال نرخ ارز ندارد، به همین جهت ضرایب مورد نظر در ماتریس بلندمدت به منظور شناسایی مدل صفر در نظر گرفته می‌شود.^۳

از طرفی بر اساس مطالعه کمیجانی (۱۳۷۴) به دلیل عدم تاثیرپذیری بازارهای مالی از متغیر نرخ بهره و همچنین بازارهای سرمایه ضعیفی که در عین حال مرتبط با بازارهای مالی بین‌المللی نیستند، می‌توان گفت خالص حساب سرمایه در تراز پرداخت‌ها به عنوان یک متغیر برونزا در نظر گرفته می‌شود و تنها به حساب جاری که تحت تأثیر صادرات بوده مرتبط است، بنابراین تولید، نرخ ارز و سطح قیمت تأثیرگذار بر شوک تراز پرداخت‌ها هستند در نتیجه هرگونه تأثیر در تراز پرداخت‌ها در نتیجه سایر متغیرهای مدل صفر در نظر گرفته می‌شود و ضرایب جملات اخلال سایر متغیرهای

مدل‌های تصحیح خطای برداری ساختاری، توسط شوک‌های مختلف، با اثرات دائمی و موقعی که براساس تئوری‌های اقتصادی و شواهد تجربی در نظر گرفته می‌شوند و همچنین با تحمیل قیود بر ماتریس کوتاه‌مدت و بلندمدت توسط ماتریس B ، اثرات همزمان شوک‌ها را مشخص می‌کند. به طور کلی در مطالعات خود رگرسیونی ساختاری از مدل‌های A ، B و AB که در مورد آنها توضیح خواهیم داد، استفاده می‌شود و در مدل‌های تصحیح خطای برداری در بیشتر موارد از مدل B استفاده می‌شود (لوتکل، ۱۹۹۳).

حال بر اساس شوک‌های ساختاری تشریح شده، شناسایی دقیق پارامترهای ماتریس کوتاه‌مدت و بلندمدت مبنی بر در نظر گرفتن قیود مستقل، شناسایی تعداد شوک‌های زودگذر و شوک‌های با اثرات دائمی در نظر گرفته می‌شود. بر اساس ۲ بردار هم‌جمعی، ۷ متغیرهای درون‌زای مدل، ۲۸ پارامترها، ۲۱ قید مستقل، ۲ شوک زودگذر، ۵ شوک با اثرات دائمی، ۱۰ قید مستقل برای شناسایی روابط هم‌جمعی و ۱۰ قید دائمی برای شناسایی شوک دائمی مورد نیاز است.^۱

یکی از شوک‌های مورد نظر شوک تولید یا عرضه کل است، شوک تولید را به عنوان یک شوک دائمی می‌توان در نظر گرفت. متون اخیر نوکیزین‌ها پیشنهاد می‌کند که تولید به عنوان یک شوک تکنولوژیکی

^۱ برای تشخیص ماتریس کوتاه‌مدت و بلندمدت در شکل ساختاری نیاز به اعمال شوک‌های مختلف نظری شوک تراز پرداخت‌ها در قالب متغیرهای مدل است. بر این اساس با در نظر گرفتن مبانی نظری و همچنین نتایج تحقیق‌های گذشته، محدودیت‌هایی بر ماتریس‌های مورد نظر اعمال می‌شود تا بتوان به شناسایی روابط در شکل ساختاری دست یافت.

² Dungey and Fry

³ $\theta_{73} = \theta_{74} = \theta_{75} = \theta_{76} = 0$

(عرضه کل)، شوک قیمت، شوک حجم پول، شوک بدھی دولت، شوک درآمدهای دولت، شوک میانگین وزنی نرخ سود بانکی و شوک نرخ ارز (شوک تراز پرداخت‌ها) است. تأثیرگذاری هر کدام از سطرهای مورد نظر بر ستون‌های آن به صورت تاثیر بر تولید، قیمت، حجم پول، بدھی دولت، درآمدهای دولت، نرخ سود بانکی و نرخ ارز است.

سطر دوم ماتریس \tilde{EB} اثرات بلندمدت شوک‌های قیمت، بدھی دولت و نرخ ارز را بر سطح قیمت نشان می‌دهد بهطوری که شوک‌های مورد نظر اثر مثبت بر سطح قیمت دارد. سطر سوم این ماتریس نشان می‌دهد شوک‌های قیمت، بدھی دولت و نرخ ارز اثرات مثبت بر حجم پول دارد. همچنین در سطح معناداری ۱۰ درصد، سطر چهارم نشان می‌دهد شوک‌های قیمت، بدھی دولت و اثرات مثبتی را بر حجم پول نشان می‌دهد. نتایج ساختاری مبانی نظری تئوری مالی سطح قیمت تأیید می‌کند.

تحلیل واکنش ضربه برای نشان دادن تاثیرات پویایی برخی از شوک‌های مورد نظر بر متغیرهای تغییرات سطح تولید و قیمت در نمودار (۲) آمده است که مهمترین آن تأثیر شوک بدھی دولت که در میان مدت و بلندمدت موجب افزایش سطح قیمت‌ها است. همچنین تأثیر شوک میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی که در کوتاه‌مدت موجب کاهش سطح قیمت‌ها است و سایر شوک‌ها اثر معناداری بر سطح قیمت و تولید نشان نمی‌دهد.

مدل صفر در نظر گرفته می‌شود^۱. از طرفی بر اساس نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی به دلیل بی تأثیر بودن متوسط وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای موجود در مدل و همچنین بی تأثیر بودن تغییرات حجم پول بر سایر متغیرها، ضرایب مورد نظر صفر در نظر گرفته می‌شود^۲. علاوه بر اعمال قیود بر ماتریس بلندمدت، اعمال محدودیت بر ماتریس کوتاه‌مدت نیز باید در نظر گرفته شود، به عبارتی بر اساس تخمین مدل تصحیح خطای برداری و بررسی مقادیر وقفه، عدم تأثیرپذیری متغیرها را در وقفه‌های اول تا چهارم مورد نظر قرار می‌گیرد، به این ترتیب در کوتاه‌مدت بین متوسط وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی و درآمدهای دولت و همچنین نرخ ارز و متوسط وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی کمترین تأثیرپذیری یا به عبارتی بیشترین ضرایب صفر مشاهده می‌شود^۳.

حال با توجه به قید مطرح شده بر ماتریس کوتاه مدت و بلندمدت و بر اساس روش حداکثر درستمایی با حداکثر تکرار ۱۰۰، ماتریس‌های مورد نظر، برآورد می‌شود.

نتایج ماتریس بلندمدت تصحیح خطای برداری ساختاری بیانگر تأثیر شوک‌های مختلف بر متغیرهای \tilde{EB} موجود در مدل است. منظور از ماتریس بلندمدت، است. سطرهای ماتریس بلندمدت به ترتیب شوک تولید

^۱ $\theta_{47} = \theta_{57} = \theta_{67} = 0$

^۲ $\theta_{13} = \theta_{23} = \theta_{33} = \theta_{43} = \theta_{53} = \theta_{63} = \theta_{73} = 0$,

$\theta_{16} = \theta_{26} = \theta_{36} = \theta_{46} = \theta_{56} = \theta_{66} = \theta_{76} = 0$

^۳ $\theta_{65} = \theta_{76} = 0$

ماتریس کوتاه مدت و بلند مدت تصحیح خطای برداری ساختاری بر اساس روش حداقل درستنماهی

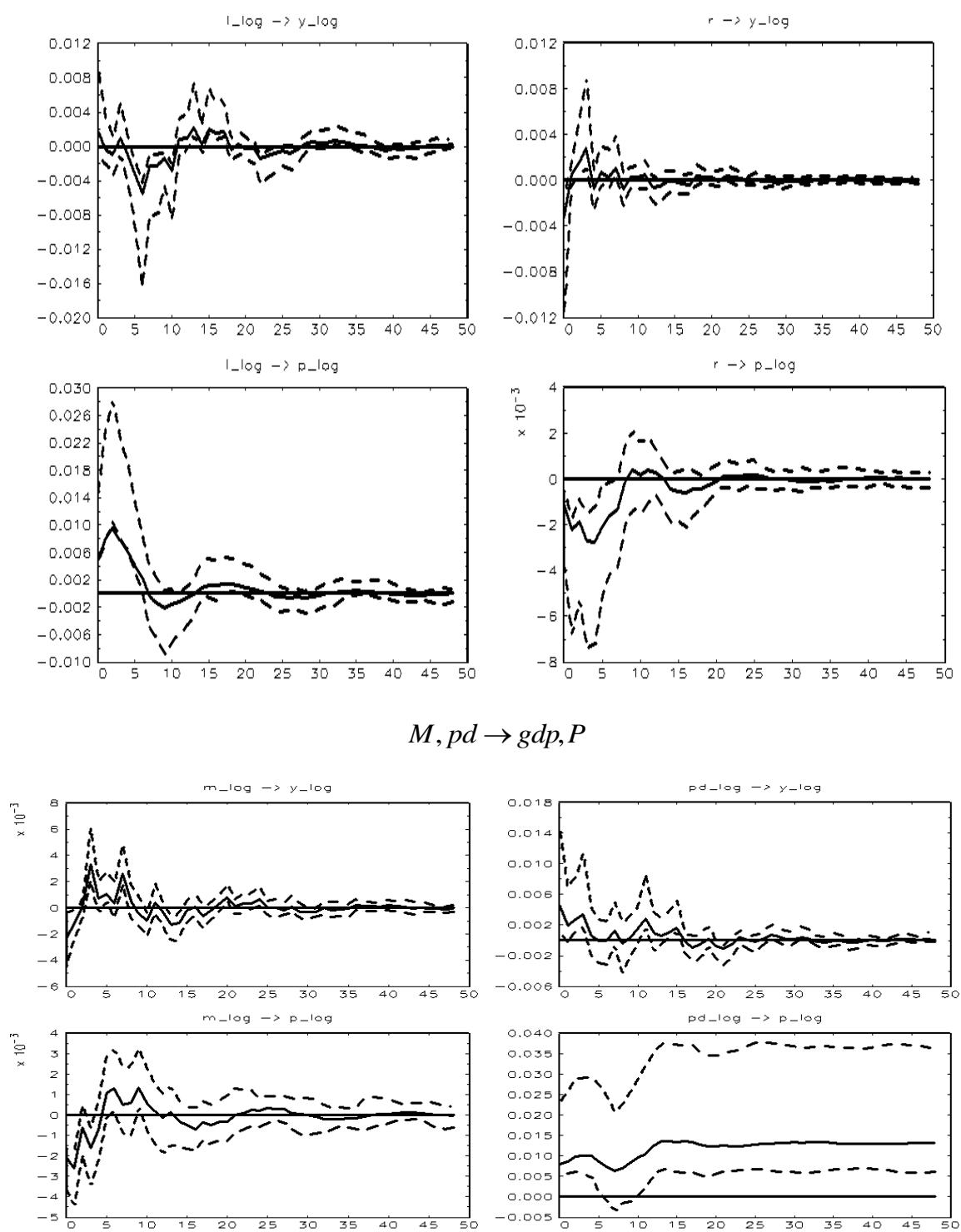
$$\tilde{B} = \begin{bmatrix} 0/033 & 0/0001 & 0/003 & 0/004 & 0/002 & -0/002 & 0/005 \\ (6/9) & (-0/007) & (1/66) & (0/79) & (0/46) & (1/99) & (0/93) \\ -0/002 & 0/002 & 0/001 & 0/007 & -0/001 & 0/002 & 0/009 \\ (-1/05) & (0/094) & (1/37) & (0/88) & (-0/02) & (2/74) & (1/55) \\ -0/003 & 0/012 & 0/003 & 0/004 & 0/013 & -0/005 & 0/0051 \\ (-0/88) & (1/32) & (2/30) & (0/90) & (1/23) & (-2/66) & (1/09) \\ 0/004 & 0/0023 & 0/022 & 0/001 & 0/018 & 0/015 & -0/007 \\ (0/94) & (0/34) & (2/25) & (0/39) & (1/23) & (3/30) & (-0/97) \\ -0/023 & -0/167 & 0/028 & 0/083 & 0/087 & -0/036 & -0/002 \\ (-0/73) & (-1/09) & (1/97) & (0/86) & (1/74) & (-2/27) & (-0/06) \\ 0/056 & 0/044 & -0/011 & 0/162 & 0 & 0/054 & -0/023 \\ (1/60) & (1/24) & (-1/08) & (0/94) & (0) & (3/03) & (-0/61) \\ -0/025 & 0/018 & 0/022 & 0/014 & -0/007 & 0 & 0/006 \\ (-4/25) & (1/31) & (2/36) & (0/93) & (-0/96) & (0) & (1/22) \end{bmatrix}$$

منبع: یافته‌های تحقیق

$$\tilde{EB} = \begin{bmatrix} 0/021 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ (4/19) & (0) & (0) & (0) & (0) & (0) & (0) \\ -0/029 & 0/016 & 0 & 0/012 & 0/012 & 0 & 0/026 \\ (-1/67) & (1/09) & (0) & (0/89) & (1/53) & (0) & (1/41) \\ -0/022 & 0/011 & 0 & 0/01 & 0/019 & 0 & 0/013 \\ (-1/68) & (0/98) & (0) & (0/091) & (1/46) & (0) & (1/41) \\ -0/033 & 0/008 & 0 & 0/035 & -0/039 & 0 & 0 \\ (-1/50) & (0/39) & (0) & (0/094) & (-1/33) & (0) & (0) \\ -0/037 & -0/064 & 0 & 0/066 & 0/037 & 0 & 0 \\ (-1/10) & (-0/89) & (0) & (0/91) & (1/40) & (0) & (0) \\ 0/035 & 0/003 & 0 & 0/168 & 0/003 & 0 & 0 \\ (0/54) & (0/048) & (0) & (0/90) & (0/08) & (0) & (0) \\ -0/066 & 0/0413 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0/02 \\ (-2/39) & (1/22) & (0) & (0) & (0) & (0) & (1/41) \end{bmatrix}$$

منبع: یافته‌های تحقیق

$$I, r \rightarrow gdp, P$$



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲): توابع واکنش ضربه فرم ساختاری متغیرهای درآمدهای دولت، نرخ سود سپرده‌ها، حجم پول و بدهی دولت بر تولید و قیمت

۴- به دلیل تأثیرگذاری افزایش حجم پول بر تورم، زمینه‌های کنترل حجم پول، پایه پولی و نقدینگی مورد توجه سیاستگذاران پولی قرار گیرد.

منابع

1. Alavi, M. (2003), Monetary Framework Based on Inflation Targeting and its Implementation in Iran, Institute for Monetary and Banking Central Bank of Iran.
2. Alesina, A. and A. Drazen (1991), "Why are Stabilizations Delayed?", *American Economic Review*, 81, 1170-1188.
3. Baldini, A. and A. Poplawski (2008), Fiscal and Monetary Anchors for Price Stability: Evidence from Sub-Saharan Africa, IMF Working paper, WP/08/121.
4. Blanchard, J. and D. Quah (1988), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance, Massachusetts Institute of Technology (MIT), Department of Economics.
5. Castro, R., C. D. Resende, and F. Ruge-Murcia (2003), The Backing of Government Debt and the Price Level The Centre for Interuniversity Research in Quantitative Economics (CIREQ), Working Paper, 16-2003 Montreal: University of Montreal.
6. Dungey, M. and A. Fry (2008), The Identification of Fiscal and Monetary Policy in a Structural VAR, New Zealand Treasury Working Paper, Forthcoming.
7. Dungey M. and A. Pagan (2000), "A Structural VAR Model of the Australian Economy," *The Economic Record*, 76, 321-342.
8. Edwards, S. and G. Tabellini (1991), "Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries," *Journal of*

۹. نتیجه گیری

بر اساس نتایج حاصل از تحقیق، نظریه جدید مقداری پول و نظریه مالی سطح قیمت در شکل گیری تورم در اقتصاد ایران تأیید می‌شود. به عبارتی تورم در اقتصاد ایران یک پدیده پولی و مالی است. اهمیت نقش سیاست پولی با تأکید بر تغییرات حجم پول و عملکرد مالی دولت با تأکید بر بدھی دولت از عوامل تعیین‌کننده افزایش نرخ تورم می‌باشد. همچنین میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی نقش مؤثری در ارتباط بین متغیرهای مدل ایجاد نمی‌کند. نتیجه گیری کلی نشان می‌دهد دیدگاه مبتنی بر نظریه مالی سطح قیمت در اقتصاد ایران تأیید می‌شود به عبارتی می‌توان گفت ریشه تورم در ایران ناشی از افزایش حجم پول در نتیجه افزایش مداوم بدھی‌های دولت است. از طرفی بی تأثیر بودن بدھی دولت و حجم پول بر رشد اقتصادی در بلندمدت در اقتصاد ایران تأیید می‌شود. بنابراین بر اساس

نتایج حاصل از تحقیق پیشنهاد می‌شود:

۱- با توجه به تأیید نظریه مالی سطح عمومی قیمت باید قوانین مالی که اندازه بدھی دولت را محدود می‌کند، مورد توجه قرار گیرد.

۲- با توجه به تأثیرگذاری نوسانات مثبت نرخ ارز بر افزایش سطح قیمت‌ها، زمینه‌های تعديل در نوسانات ارزی با بکارگیری سیاست‌های رشد اقتصادی و بهبود وضعیت تراز پرداخت‌ها در نظر گرفته شود.

۳- برای تعیین میانگین وزنی نرخ سود سپرده‌های بانکی به جای نرخ‌های اداری از نرخ‌های سود مناسب با افزایش نرخ تورم استفاده شود، تا به عنوان ابزار مناسب در جذب سپرده‌گذاری مردم در بانک‌ها و به تبع آن افزایش توان وام‌دهی بانک‌ها گردد.

- Application to Jamaica, IMF Working Paper, No. 06/121.
19. Lucas, R. (1980), "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money," *American Economic Review*, 7, 1005–14.
 20. Lutkepohl, H. (1993), Introduction to Multiple Time Series Analysis, 2nd Edition, Spring, Berlin.
 21. Lutkepohl, H. and M. Kratzig (2004) Applied Time Series Econometrics, Cambridge: Cambridge University Press.
 22. Pagan, A. and M. Pesaran (2007), "On the Econometric Analysis of Structural Systems with Permanent and Transitory Shocks and Exogenous Variables," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Issue 1924.
 23. Saikonen, P. and H. Lütkepohl (2000), Comparison of Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process with a Structural Shift, Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers 0364, Econometric Society.
 24. Sargent, T. and N. Wallace (1981), Some Unpleasant Monetary Arithmetic, Quarterly Review (Fall), Federal Reserve Bank
 25. Sikken, B. J. and J. Haan (1998), "Budget Deficits, Monetization, and Central Bank Independence in Developing Countries," *Oxford Economic Papers*, 50, 493-511.
 26. Tekin, K. and E. Ozmen (2003), "Budget Deficits, Money Growth and Inflation: the Turkish evidence," *Applied Economics, Taylor and Francis Journals*, 35 (5), 591-596, March.
 27. Woodford, M. (1994), "Monetary Policy and Price Level Determined in a Cash-in-Advance Economy," *Economic Theory*, 4, 345–80.
 - International Money and Finance, 10, 16-48.
 9. Emami, K. (2006), Iran's Macroeconomic Model: Structure, Simulation and Quarterly Forecasts, Institute of Management and Education in Planning, Tehran: Organization of Management and Planning.
 10. Favero, C. and F. Giavazzi (2007), "Debt and the Effects of Fiscal Policy", Nber Working Paper 12822.
 11. Fry, R. A. and A. R. Pagan (2005), Some Issues in Using VAR's for Macro Econometric Research, CAMA Working Paper 19/05.
 12. Joines, D. (1985), "Deficits and Money Growth in the United States 1872-1983," *Journal of Monetary Economics*, 16, 329-51.
 13. Johansen, S. (1995), "A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables," *Econometric Theory, Cambridge University Press*, 11 (01), 25-59.
 14. Hansen, H. and S. Johansen (1999), "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models," *Econometrics Journal, Royal Economic Society*, 2 (2), 306- 333.
 15. Karras, G (1994), "Macroeconomic Effects of Budget Deficits: Further International Evidence," *Journal of International Money and Finance*, 13 (2), 190-210.
 16. King, R and C, Plosser (1985), Money, Deficits, and Inflation, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (Spring), 147–196.
 17. Komijani, A. and M. Alavi (1995), Analysis on the Causes of Inflation and How it Inhibits, Studies Reported in the Department of Economic Affairs, Institute Monetary and Banking Research.
 18. Kwon, G., L. McFarlane and W. Robinson (2006), Public Debt, Money Supply, and Inflation: A Cross-Country Study and Its

