فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال نهم، شماره ۲ «پیاپی ۳۰» تابستان ۱۳۹٤، صفحات ٤٦- ۲۵)

بررسی اثرات متغیر زمانی تعیین‌کننده‌های تورم: مدل‌های فضا ـ حالت

محسن خضری،[*] بهرام سحابی،[**] کاظم یاوری،[+] حسن حیدری[×]

تاریخ دریافت: ۹۳/۱۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹٤/۰٤/۰۷

چکیده

با توجه به اهمیت تورم در اقتصاد ایران بررسی دقیق تعیین کننده‌های تورم از اهمیت بالایی برخوردار است. بر اساس نتایج مطالعات مختلف، ارزیابی تعیین کننده‌های تورم با استفاده از الگوی VAR استاندارد، به دلیل تورش متغیرهای حذف شده در الگوی VAR، به نتایج نادرستی منتهی می‌شود؛ به عنوان نمونه می‌توان به مشکل معمای قیمت در ادبیات تجربی اشاره کرد. در این تحقیق جهت بررسی دقیق‌تر تعیین کننده‌های تورم در اقتصاد ایران و پیش‌بینی تورم، به جای مدل VAR با ضرایب ثابت، با استفاده مدل‌های TVP-VAR، اقدام به مدل‌سازی تورم شده است، به طوری که متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد پایه پولی، تورم، نرخ ارز، نرخ سود بانکی و نااطمینانی تورم وارد مدل شده‌اند. نتایج حقیق حاضر بیانگر تغییر روابط بین متغیرهای فوق در طول زمان می‌باشد و اثرگذاری شرایط حاکم بر اقتصاد کشور را در نحوه اثرگذاری متغیرهای مدل بر یکدیگر نشان می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: E31, E37, C11, C53

واژگان کلیدی: خودرگرسیون، تورم، مدل‌های فضا- حالت.

[*] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس، پست الکترونیکی: khezri@modares.ac.ir

[**] استادیار دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده‌ی مسئول)، پست الکترونیکی: sahabi_b@modares.ac.ir

[+] دانشیار دانشگاه تربیت مدرس، پست الکترونیکی: kyavari@gmail.com

[×] استادیار دانشگاه تربیت مدرس، پست الکترونیکی: hassanheidari78@gmail.com

۱. مقدمه

مطالعات اولیه در پیش‌بینی تورم بیشتر در قالب منحنی فیلیپس[1] سنتی بود که رابطه تورم و بیکاری بر اساس آن مفهوم پیدا می‌کرد. ولی بعد از چند دهه و علی‌الخصوص بعد از نقد لوکاس[2]، منحنی فیلیپس اولیه دچار تحولات شگرفی شد. فلپس[3] و فریدمن[4] منحنی فیلیپس را ناشی از اصطکاک‌های جستجوی اطلاعات در بازار کار دانستند و اظهار کردند که ارتباط بین یک متغیر واقعی و تورم اسمی مبتنی بر درک نادرست تورم در بخشی از جامعه است (کینگ[5]، ۲۰۰۸). از این‌رو، الگوی منحنی فیلیپس نیوکینزینی با ورود وقفه‌های تورم تعدیل شد (استوک و واتسون، ۲۰۰۸).

در زمینه‌ی مدل‌سازی تورم در اقتصاد ایران نیز دیدگاه واحدی در رابطه با متغیرهای موقت و دائمی تعیین‌کننده تورم وجود ندارد، برخی اقتصاددانان رشد بی‌رویه حجم پول و گروهی دیگر اضافه تقاضا در بازار کالا (جعفری صمیمی و قلی زادی کناری، ۱۳۸٦)، برخی فشار هزینه و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی و درنهایت عده‌ای دیگر تنگناهای موجود در بخش‌های مختلف و ضعف در بخش‌های کشاورزی و تجارت تک‌محصولی را منشأ اصلی تورم عنوان می‌نمایند. اقتصاددانان بسیاری معتقدند که تورم یک پدیده پولی است (نظیفی، ۱۳۸۱؛ طیب نیا، ۱۳۷۵).

در بیان کلی در مطالعات انجام‌شده از علل تورم در ایران می‌توان به تنگناهای ساختاری اقتصاد ایران مانند کسری بودجه مداوم، عرضه کم کشش، وابستگی ساختاری تولید به واردات، تخصیص نابجا و نادرست ارز (شهاب، محمدرضا، ۱۳۸٦)، افزایش مداوم نقدینگی و کاهش تولید نام برد به طوری که اثرات موقت و دائمی چنین متغیرهایی زمینه‌ساز تورم بالا در اقتصاد ایران می‌باشند.

در حالی که در کارهای تجربی، به علت محدودیت‌های روش تحقیق، در بیان متغیرهای اثرگذار بر تورم در اقتصاد ایران همواره با فرض اثرات دائمی متغیرها اقدام به تعیین متغیرهای اثرگذار بر تورم شده است، در مجموع، نگاهی به ادبیات منحنی فیلیپس در نیم‌قرن گذشته بیانگر این نکته‌ی مهم است که روابط بین متغیرها در طی زمان تغییر می‌کند؛ بر اساس نظر استوک واتسون

---

[1] Philips Curve
[2] Lucas
[3] Phelps
[4] Friedman
[5] King

(۲۰۰۸) از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشته برای پیش‌بینی داشتند این بود که نمی‌توانستند پیش‌بینی درستی را در طول زمان ارایه دهند.

در این تحقیق با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری (VAR) ترکیبی با روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP) اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، رشد مخارج دولت، نااطمینانی کوتاه مدت تورم، تغییرات نرخ ارز و نرخ سود بانکی بر روی تورم شده است. استفاده از چنین مدلی امکان بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند و از این جنبه مدل جدیدی در مطالعات تجربی اقتصاد ایران به شمار می‌رود.

مدل‌های اقتصادسنجی برای تخمین مدل‌های TVP-VAR در مطالعات مختلفی به کار گرفته شده است (برنانک و همکاران[1]، ۲۰۰۵؛ کروبلیس[2]، ۲۰۱۳). مدل TVP-VAR مقاله حاضر بسط جدیدی از الگوریتم مطالعه دوز و همکاران (۲۰۱۱) بوده و توسط کوپ و کروبلیس (۲۰۱۳) ارایه شده است. مقاله حاضر در چهار بخش تنظیم شده است. در بخش دوم، مبانی نظری مدل‌های خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر زمانی مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم، پیشینه تحقیق ارایه شده است. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل نتایج ارایه شده است و در بخش پنجم نتایج مقاله ارایه شده است.

۲. ادبیات موضوع

لوکاس (۱۹۷٦) تأکید می‌کند که عوامل و شاخص‌هایی که در مدل‌های اقتصادسنجی با اتکا بر رفتار گذشته‌ی واحدهای اقتصادی برآورد شده است؛ ضرورتاً برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهد بود. تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی این امکان را به وجود می‌آورد که واحدهای اقتصادی در شرایط گوناگون رفتار متفاوتی از خود بروز دهند. از این‌رو، فرض ثبات شاخص‌ها در مدل‌های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی نخواهد بود (لوکاس، ۱۹۷٦).

پس از نقد لوکاس، مطالعات متعددی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی، به بررسی آن پرداخته‌اند که بیشتر این مطالعات به گونه‌ای عدم ثبات شاخص‌ها را مورد تأیید قرارداده است

[1] Bernanke and et al.
[2] Korobilis

(بلانچارد[1]، ۱۹۸٤؛ آلوگاس کوفیس و دیگران[2]، ۱۹۹۱؛ پر ون[3]، ۲۰۰۳؛ ریبو[4]، ۲۰۰۵؛ ازلم آن در، ۲۰۰٦ و تانگ ولین[5]، ۲۰۰۷). با توجه به این نکته که در کشورهای در حال توسعه همانند ایران بیشتر در معرض تغییرات ساختاری اقتصاد خود هستند، توجه به این مسائل از اهمیت بیشتری برخوردار است.

پس از نقد لوکاس متغیرهای جدیدی برای پیش‌بینی تورم مطرح شدند. نتایج ناشی از این مطالعات حاکی از آن بود که ارتباط تنگاتنگی بین حجم فعالیت‌های اقتصادی اخیر با نرخ تورم در آینده وجود دارد.

از برجسته‌ترین مدل‌هایی که در این راستا مورد استفاده قرار گرفته‌اند؛ می‌توان به مدل‌های TVP و MCMC اشاره کرد. پریمیسری[6] در سال ۲۰۰٤ در مطالعه‌ای برای اولین بار از روش پارامترهای متغیر در طول زمان با رویکرد اتورگرسیوبرداری ساختاری TVP - VAR استفاده می‌کند و درصدد است تورم را برای ایالات متحده پیش‌بینی نماید. در این مطالعه محقق با استفاده از این مدل نشان می‌دهد که در هر مقطع زمانی چه متغیرهایی توانسته‌اند تورم را پیش‌بینی کنند و علاوه بر این مشخص نموده است که ماندگاری تورم چه روندی را داشته است. برتری اصلی این روش با روش‌های قبل از خود در تحلیل حساسیت تغییرات تورم است به این مفهوم که در هر دوره‌ای مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها چه تأثیری بر نرخ تورم و ماندگاری آن دارد. اصلی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار حجم نقدینگی، بیکاری و نرخ بهره بودند که در این میان بیش‌ترین تأثیرات را به ترتیب حجم نقدینگی، نرخ بهره و بیکاری داشتند.

در مطالعه‌ای دیگر سارجنت و دیگران (۲۰۰۵) به پیش‌بینی تورم برای انگلستان با استفاده از روش‌های بیزی پرداختند. مدل مورد استفاده آن‌ها TVP° BMA بود و علاوه بر تورم، GDP را نیز پیش‌بینی کردند. نتایج حاکی از آن بود که عامل اصلی تعیین‌کننده و مؤثر بر تغییرات GDP به تولیدات صنعتی و سرمایه‌گذاری خصوصی اختصاص داد. در حالی که هزینه‌های دولت به عنوان اصلی‌ترین عامل مشخص‌کننده تورم بوده است.

---

[1] Blanchard
[2] Alogoskofis et al.
[3] Proen
[4] Ribo
[5] Tung and Lin
[6] Primiceri

ممتاز[1] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای این پرسش را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا ثبات و پایداری را می‌توان به طور کامل به سیاست هدف‌گذاری تورم در دو دهه اخیر در انگلستان نسبت داد. او برای پاسخ به این سؤال از مدل TVP-FAVAR مورد بررسی قرارداد. نتایج به دست آمده از این تحقیق نتایج مطالعات قبلی را در رابطه با کاهش در نوسان و پایداری تولید و تورم در انگلستان مورد تأیید قرار داد. او به این نتیجه رسید که وجود نداشتن شوک‌های غیرسیاستی مخالف، عامل مهم پایداری اقتصاد انگلستان است. گروین و دیگران[2] در فدرال رزور نیویورک به پیش‌بینی تورم در اقتصاد آمریکا پرداختند. این مطالعه که در گزارش نوامبر سال ۲۰۱۰ فدرال رز و امریکا چاپ شده است با کمک از مدل بیزین شکست ساختاری پیش‌بینی نرخ تورم را برای آمریکا انجام داده است.

گارات و دیگران[3] در سال ۲۰۱۱ و بر اساس اطلاعات آماری کشورهای آمریکا، استرالیا، نروژ، انگلستان و نیوزیلند ارتباط تورم و شکاف GDP را بررسی کردند. در این مطالعه گارات و دیگران ارتباط تورم و شکاف GDP را با استفاده از دو روش TVP-EWSC و TVP-RWSC بررسی کردند.

ناکاییما و دیگران در سال ۲۰۱۱ ارتباط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی و تورم را در کشور ژاپن بررسی کردند. این مطالعه ابتدا به معرفی کلی مدل‌های TVP می‌پردازد و در ادامه سه رهیافت از مدل‌های TVP یعنی TVP-AR، TVP-VAR و TVP-SVAR را مورد استفاده قرار داده و قدرت پیش‌بینی آن‌ها را مقایسه می‌نماید. از دیگر نتایج این مطالعه می‌توان به بخش تحلیل حساسیت واکنش تورم به تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی اشاره کرد.

در ایران نیز مطالعات متعددی در این خصوص انجام‌شده است. حسینی و محتشمی (۱۳۸٦) نیز به نوعی بر پولی بودن تورم تأکید دارند. آنان به منظور آزمون گسست رابطه‌ی رشد نقدینگی و تورم از الگویی استفاده کردند که اساس کارکرد آن بر مبنای منحنی فیلیپس و تورم انتظاری است. نتایج بیانگر وجود رابطه‌ی پایدار میان دو متغیر است.

کمیجانی و نقدی (۱۳۸۸) به بررسی ارتباط متقابل تورم و تولید با استفاده از روش خود رگرسیون برداری برای ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که ریشه تورم در

[1] Mumtaz
[2] Groen et al.
[3] Guarratt et al.

ایران صرفاً پولی نیست و مزمن بودن تورم در ایران به متغیرهای واقعی (یعنی تولید و در این مقاله به تولید بخشی) نیز ارتباط دارد.

حسینی نسب و رضا قلی زاده (۱۳۸۹) به بررسی ریشه‌های مالی تورم در ایران با استفاده از روش خود رگرسیون برداری پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق بیانگر این است که عوامل مالی نظیر شاخص کالاهای وارداتی، درآمدهای نفتی و کسری بودجه، موجب افزایش تورم طی دوره مورد بررسی در ایران می‌شوند. درحالی که رشد اقتصادی تا حدودی باعث مهار تورم می‌شود.

درگاهی و شربت اوغلی (۱۳۸۹) با درنظرگرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست‌گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه‌ی بین نرخ رشد نقدینگی و تورم و رشد اقتصادی، با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست می‌یابند. ضرایب برآوردی برای تورم و رشد اقتصادی در این قاعده هر دو مثبت‌اند که با مفهوم ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی تناقض دارد.

توکلیان (۱۳۹۱) قاعده‌ای را در یک مدل DSGE برای اقتصاد ایران معرفی کرده است. این قاعده نرخ رشد حجم پول را ابزار سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران در نظر می‌گیرد. بنابراین برخلاف قاعده تیلور که در آن ضرایب دو هدف مثبت هستند، در این قاعده، ضرایب هر دو منفی به دست می‌آیند که نشان‌دهند ابزار بودن نرخ رشد حجم پول است.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۰) نیز تابع عکس‌العمل غیرخطی برای سیاست‌گذاری پولی در ایران را معرفی می‌کنند که بر اساس آن نرخ رشد حجم پول بر اساس شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می‌شود و دراین‌باره ضرایب اهمیت شکاف تولید و شکاف تورم در دوره رکود و رونق متفاوت‌اند.

در مطالعه سحابی و همکاران (۱۳۹۲) با استفاده از مدل راه گزینی مارکف، نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی در افزایش رشد نقدینگی و اثر آن در شکل‌گیری رژیم‌های تورمی متوسط و بالای اقتصاد ایران بررسی شده است. نتایج تخمین مدل راه گزینی مارکف با احتمالات انتقال توضیح داده شده گویای اثرات مثبت رشد نقدینگی در تداوم دوره‌های تورم متوسط و بالا در اقتصاد ایران دارد.

۳. روش‌شناسی

۳-۱. مدل خود رگرسیون برداری با پارامترهای متغیر زمانی

مدل TVP-VAR مطالعه حاضر دارای برتری‌ها و مزیت‌های زیادی نسبت به دیگر مدل‌های استفاده شده در مطالعات داخلی و خارجی است، به طوری که ضرایب تخمین آن‌ها می‌توانند در طول زمان تغییر کنند، با توجه به این که سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در طول زمان هستند؛ استفاده از ضرایب متغیر زمانی (TVP)[1] منجر به نتایج دقیق‌تری می‌شوند (دل نگرو و اترک[2]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر، لمک و مارسلینو[3]، ۲۰۱۱؛ کروبلیس[4]، ۲۰۱۳).

فرض کنید x_t برای $t=1,\dots,T$ یک بردار $n\times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهای غیرقابل مشاهده موجود در مدل باشد. به علاوه y_t یک بردار $s\times 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجود در مدل باشد که در تحقیق حاضر شامل متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد پایه پولی، تورم، نرخ سود بانکی، نرخ ارز و نا اطمینانی تورم می‌باشد. مدل TVP-VAR به صورت رابطه زیر است.

$$y_t = c_t + B_{t,1}y_{t-1} + \cdots + B_{t,P}y_{t-P} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

با

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \qquad (۱)$$

در رابطه فوق $(B_{t,1}, \dots, B_{t,P})$ ضرایب VAR بوده و $\beta_t = \left(c_t', \mathrm{vec}(B_{t,1})', \dots, \mathrm{vec}(B_{t,P})'\right)$ می‌باشد. ε_t اجرای خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس متغیر زمانی Q_t می‌باشند. همچنین $\eta_t \sim N(0, R_t)$ است. در تحقیق، ضرایب رگرسیون، ضرایب مدل VAR بر طبق یک فرآیند گام تصادفی بر روی زمان استخراج می‌شوند. همه خطاها در تابع بالا با یکدیگر و بر روی زمان ناهمبسته هستند، بنابراین ساختاری به صورت زیر صورت‌بندی می‌شود.

$$\begin{pmatrix}\varepsilon_t \\ \eta_t\end{pmatrix} = N\left(0, \begin{bmatrix} Q_t & 0 \\ 0 & R_t \end{bmatrix}\right)$$

---

[1] Time-Variation Coefficient
[2] Del Negro and Otrok
[3] Eickmeier, Lemke and Marcellino
[4] Korobilis

تخمین بیزی[1] مدل TVP-VAR با استفاده از روش‌های مونتو کارلو زنجیر مارکف (MCMC) می‌شود (پرمیسری[2]، ۲۰۰۵ یا دل نگرو و اتروک[3]، ۲۰۰۸). چنین روش‌های شبیه‌سازی بیزیی، حتی اگر محقق یک مدل TVP-VAR منفرد را تخمین بزند، از لحاظ محاسباتی سنگین هستند. هنگام مواجهه با TVP-VAR چندگانه[4] و هنگام محاسبه پیش‌بینی‌های بازگشتی[5] (که به صورت مکرر، اجرای MCMC را بر روی یک محدوده گسترده از داده‌ها نیاز دارد) استفاده از روش‌های MCMC در ارتباط با مدت زمان اجرای تخمین، بازدارنده هستند.

با بازنویس فشرده‌تر رابطه (۱) و (۲) داریم:

$$y_t = y_{t-1}\beta_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, Q_t) \qquad (۲)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, R_t) \qquad (۳)$$

الگوریتم این تحقیق بسط الگوریتم مطالعه دوز و همکاران (۲۰۱۱) را برای TVP-VAR بر اساس کاربر استاندارد فیلتر کالمن در یک مدل فضا- حالت اجرا می‌شود. تخمین با در نظر گرفتن مقادیر توزیع پیشین شرح داده شده در قسمت قبل برای دوره زمانی $t = 0$ شروع می‌شود و برای $t = 1, \dots, T$ فرآیندی به شرح زیر ادامه می‌یابد:

۱- این مرحله شامل محاسبه پسماند برای تابع حالت، یعنی $\hat{}_{t-1}$ به صورت زیر می‌باشد:

$$\hat{\eta}_{t-1} = \hat{\beta}_{t-1} - \hat{\beta}_{t-2} \qquad (٤)$$

۲- تخمین ماتریس کوواریانس مدل حالت R_t:

$$\hat{R}_t = \kappa_3 \hat{R}_{t-1} + (1-\kappa_3)\hat{\eta}_{t-1}\hat{\eta}'_{t-1} \qquad (٥)$$

۳- محاسبه مقادیر تابع پیش‌بینی فیلتر کالمن برای $_t$ بر اساس اطلاعات در دوره $t-1$:

$$\beta_t \sim N\left(\beta_{t|t-1}, \Sigma_{t|t-1}^{\beta}\right) \qquad (٦)$$

در روابط فوق $_{t|t-1} = {}_{t-1|t-1}$ و $\Sigma_{t|t-1} = \Sigma_{t-1|t-1} + \hat{R}_t$ می‌باشند.

---

[1] Bayesian
[2] Primiceri
[3] Del Negro and Otrock
[4] Multiple TVP-FAVAR
[5] Recursive

٤- محاسبه خطاهای پیش‌بینی تابع اندازه‌گیری:

$$\hat{\varepsilon}_t = z_t - \hat{z}_{t|t-1} \quad (۷)$$

در روابط فوق $\hat{x}_{t|t-1} = \tilde{z}_{t\ t|t-1}$ و $\hat{z}_{t|t-1} = z_{t-1\ t|t-1}$ می‌باشند.

٥- تخمین ماتریس کوواریانس خطای تابع اندازه‌گیری، یعنی Q_t با استفاده از روش EWMA:

$$\widehat{Q}_t = \kappa_2 \widehat{Q}_{t-1} + (1-\kappa_2)\hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t' \quad (۸)$$

٦- آپدیت $_t$:

$$\beta_t \sim N\left(\beta_{t|t}, \sum_{t|t}^{\beta}\right) \quad (۹)$$

از طریق رابطه زیر:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}_{t-1}' \left(\widehat{Q}_t + \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}_{t-1}'\right)^{-1} \left(\tilde{z}_t - \tilde{z}_t \hat{\beta}_t\right) \quad (۱۰)$$

$$\sum_{t|t}^{\beta} = \sum_{t|t-1}^{\beta} - \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}_{t-1}' \left(\widehat{Q}_t + \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}_{t-1}'\right)^{-1} \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta}. \quad (۱۱)$$

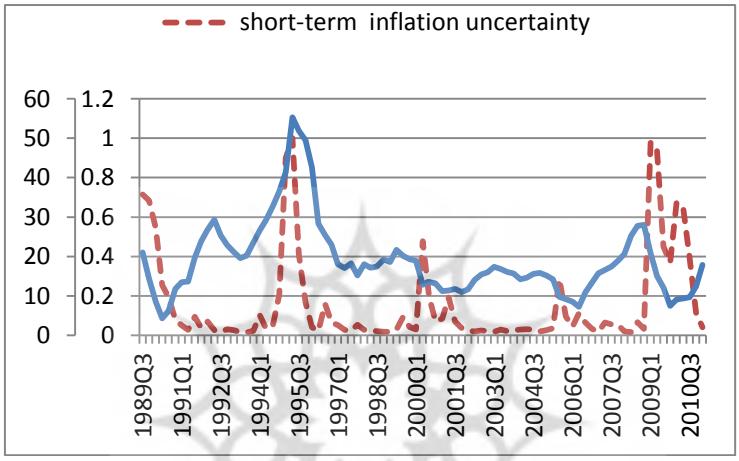
٤. تجزیه و تحلیل نتایج

در این تحقیق از داده‌های سال‌های ۱۳٦۷ تا ۱۳۹۰ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، رشد مخارج دولت، نا اطمینانی کوتاه مدت تورم، تغییرات نرخ ارز و نرخ سود بانکی و تورم استفاده شده است؛ تمام متغیرها از بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. به منظور استخراج نا اطمینانی کوتاه مدت تورم از روش مورد استفاده در مطالعه کاروناراتنه و بهار[1] (۲۰۱۱) استفاده شده است. در مطالعه فوق با استفاده از مدل‌های واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکف[2] (MRSH) در قالب مدل‌های فضا- حالت[3] به استخراج نا اطمینانی پرداخته شده است. نرم‌افزاری که برای تخمین مدل استفاده شده است نرم‌افزار GAUSS Light 10 می‌باشد. در ادامه، پس از تخمین مدل TVP-VAR با استفاده از نرم‌افزار MATLAB و استفاده از ۲ وقفه متغیرهای درون‌زای مدل، نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل بر روی تورم تا ۱۰ دوره ارایه

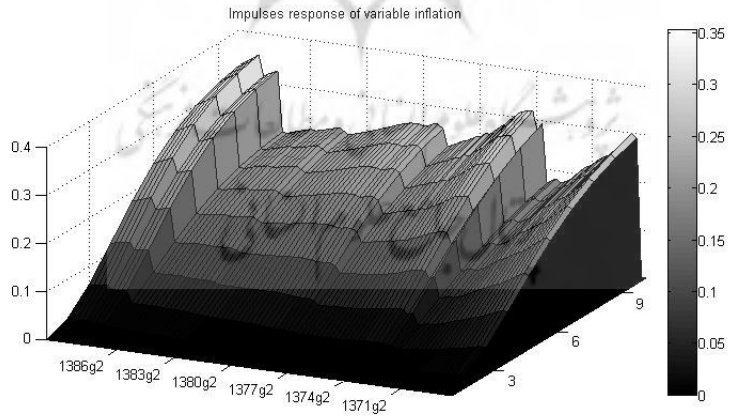
[1] Karunaratne and Bhar
[2] Markov Regime Switching Heteroscedasticity
[3] State Space Models

شده است. تابع واکنش آنی تحقیق حاضر متفاوت از تحقیقات انجام گرفته تاکنون، در طول زمان متغیر می‌باشد، بر این اساس به صورت سه‌بعدی رسم می‌شود:

شکل ۱. نرخ تورم و احتمال حالت واریانس بالا مربوط به شوک‌های موقت

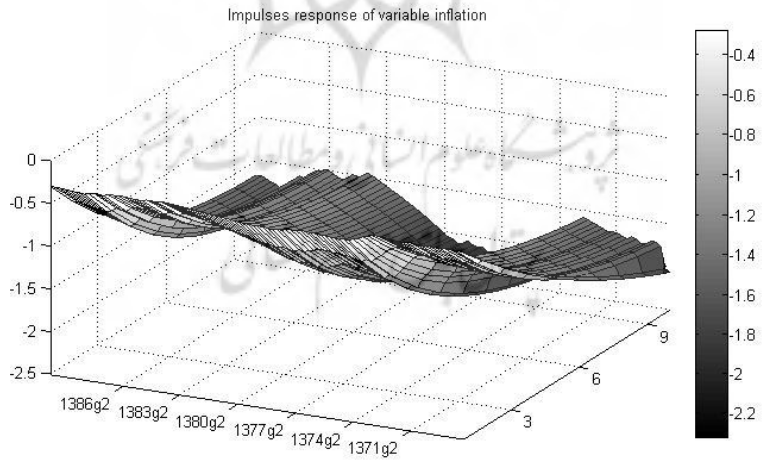


شکل ۲. آنالیز واکنش آنی نا اطمینانی کوتاه مدت تورم بر روی تورم



با توجه به شکل (۲) افزایش نااطمینانی کوتاه مدت تورم منجر به افزایش تورم در اقتصاد ایران می‌شود. فریدمن اساساً هزینه‌های واقعی تورم را تورم انتظاری می‌داند (بال[1]، ۱۹۹۲) که بعدها به پارادایم بال – فریدمن شهرت پیدا کرد. در مطالعه بال (۱۹۹۲) تورم منجر به افزایش نااطمینانی تورم خواهد شد. برخلاف نظریه فریدمن، پارادایم‌های دیگری نیز ظهور کرده‌اند که به نتایج دیگری در مورد ارتباط تورم و نااطمینانی تورم رسیده‌اند. بر اساس پارادایم بال ° فریدمن افزایش نرخ تورم باعث افزایش نااطمینانی تورم و متعاقباً کاهش رشد تولید ناخالص داخلی خواهد شد. بر اساس پارادایم پرگریم و ماسکاس[2] (۱۹۸۷) اثرات منفی تورم بر روی نااطمینانی تورم را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق حاضر نشان‌دهنده حاکم بودن پارادایم کوکیرمن ° متزلر در اثر منفی نااطمینانی و تورم بر روی اقتصاد ایران می‌باشد که بر اساس مطالعه ایشان دلیل چنین اثراتی می‌تواند به علت عدم آگاهی بخش عمومی از ترجیحات سیاست‌گذاران است، سیاست‌گذاران از طریق سیاست‌های پولی درصدد رشد تولید و تلاش برای کاهش تورم هستند، نااطمینانی سیاست‌های پولی منجر به افزایش نرخ تورم آینده خواهد شد.

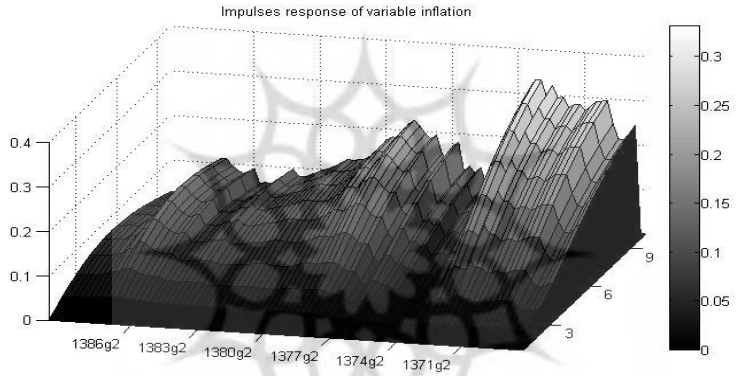
شکل ۳. آنالیز واکنش آنی تورم بر روی تورم



[1] Ball
[2] Fountas and Karanasos

با توجه به شکل (۳) افزایش تورم منجر به کاهش تورم در آینده می‌شود، نتایج فوق بیانگر عکس‌العمل سیاست‌گذاران کشور در شرایط افزایش تورم می‌باشد که با توجه به شکل (۳) در شرایط تورم شدیدتر، عکس‌العمل فوق نیز شدیدتر بوده و منجر به اثرگذاری منفی بیشتر بر روی تورم آتی می‌شود. نتایج فوق بیانگر تأثیرات گسترده سیاست‌های دولت بر بخش عرضه و تقاضا کشور و همچنین تصمیمات کوتاه مدت در مدیریت سیاست‌های پولی کشور است.

شکل ٤. آنالیز واکنش آنی رشد نقدینگی بر روی تورم



با توجه به شکل (٤) افزایش رشد نقدینگی منجر به افزایش تورم می‌شود، اثرات افزایش فوق در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۳ و ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸٦ تا ۱۳۸۷ شدیدتر می‌باشد. سرعت معاملاتی گردش پول عبارت از مقدار متوسط چرخش پول برای پوشش معاملات است. حال آن که معاملات یا مربوط به تولید ناخالص ملی است یا مربوط به اموال غیرمنقول و اموال منقول نامرتبط با آن می‌باشد. اما آنچه در تحلیل‌ها به عنوان سرعت گردش پول در نظر گرفته می‌شود؛ سرعت درآمدی گردش پول است که ماهیت حسابداری دارد.

همان طور که ذکر شد، اثرات افزایش فوق در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۳ و ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸٦ تا ۱۳۸۷ شدیدتر می‌باشد که بیانگر تغییر ترکیب از معاملات سوداگری و نامربوط به تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی است. بر این اساس، شکل (٤) امکان بررسی میزان فعالیت‌های سوداگرانه در اقتصاد ایران در سال‌های مختلف فراهم می‌کند، به

طوری که در سال‌هایی که اثرات رشد نقدینگی بر روی تورم کمتر است، میزان فعالیت‌های سوداگرانه نیز در اقتصاد ایران بیشتر می‌باشد.

با بررسی سری زمانی نقدینگی مشخص شد که در سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۳ و ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۰ و ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۸ میزان رشد نقدینگی از میانگین آن کمتر است، مساله فوق بیانگر این است که ظرفیت جذب رشد نقدینگی در اقتصاد ایران توسط معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت تقریباً ثابت است و افزایش نقدینگی از سطح مشخص بر روی تولید کشور تأثیری ندارد و تنها با رونق‌بخش نامولد کشور منجر به کاهش رونق‌بخش مولد (به عنوان بخش رقیب) می‌شود.

با توجه به شکل (۵) افزایش نرخ بهره باعث کاهش تورم شده است، اثرات کاهشی فوق بعد از سال ۱۳۷٤ شدیدتر می‌باشد، به طوری که در طول سال ۱۳۷۳ افزایش نرخ بهره حتی اثرات افزایشی بر روی تورم داشته است. در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۷۷ اثرات کاهشی فوق شدیدتر و در سال‌های ۱۳۷٤ و ۱۳۸۵ اثرات کاهشی فوق ضعیف‌تر می‌باشد.

قاعده تیلور در اقتصاد که به عنوان یک فرمول ساده و سرانگشتی برای بانک های مرکزی پیشنهاد شده است. بر اساس این قاعده اگر تورم از مقدار موردنظر بیشتر بود، باید نرخ بهره «افزایش» یابد و اگر پایین‌تر از حد هدف‌گذاری شده بود نرخ بهره «کاهش» یابد تا تورم را افزایش دهد. به این ترتیب فرض کاهش نرخ تورم در اثر افزایش نرخ بهره از لحاظ تجربی و نظری برای اقتصاد ایران معتبرتر است و تنها برای سال اجرای برنامه تعدیل ساختاری سال‌های ۱۳٦۹ تا ۱۳۷۳ زیاد سازگار نبوده است، به خصوص برای سال ۱۳۷۳ که مقارن با تورم و رکود شدید در کشور بوده است.

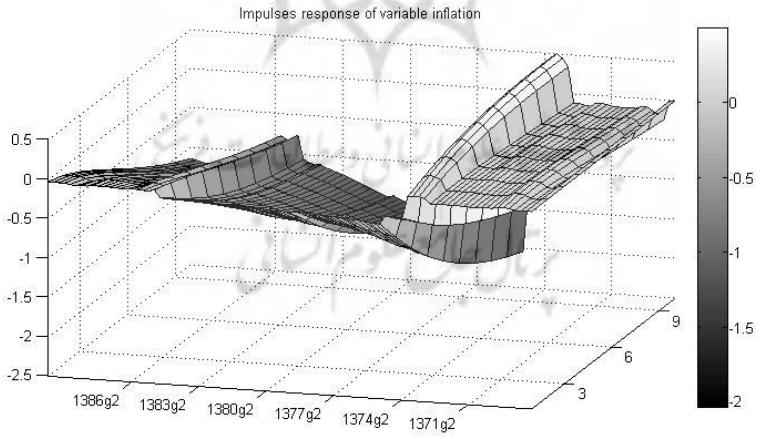
سیاست کاهش نقدینگی و افزایش نرخ بهره در ۲ سال اخیر (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) از یک طرف به علت کاهش رشد نقدینگی منجر به تغییر ترکیب از معاملات نامرتبط با تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات مرتبط به تولید ناخالص داخلی شده و اثرات مثبت رشد نقدینگی را بر روی تورم افزایش می‌دهد ولی منجر به کاهش سوداگری در اقتصاد می‌شود.

با توجه به شکل (٦) افزایش نرخ ارز منجر به کاهش تورم در اقتصاد ایران شده است. لازم به ذکر است که نتایج فوق تنها در شرایط افزایش یک انحراف معیار در نرخ ارز است و طبیعتاً در صورت افزایش شدید نرخ ارز، هم از جانب افزایش شدید نقدینگی و هم انتظارات تورمی،

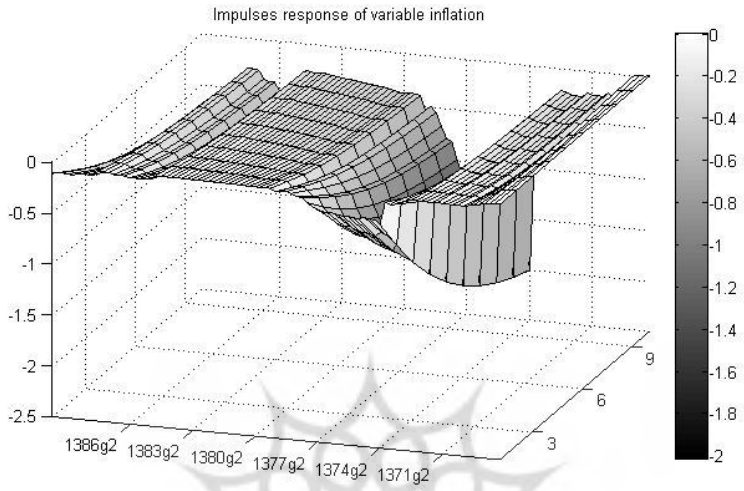
افزایش تورم حتمی است و این مساله باید در نظر گرفته شود. اثرات کاهشی فوق در سال‌های ۱۳۷٤ تا ۱۳۷۸ شدیدتر می‌باشد. در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸٦ و ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۹ نیز اثرات کاهشی فوق بزرگ‌تر از دوره‌های دیگر می‌باشد.

نرخ ارز از کانال‌های مختلف بر روی تورم اثرگذار است. با بررسی توابع واکنش آنی (که با توجه به تعداد زیاد آن‌ها فقط نتایج حاصل ارایه می‌شود) مشخص شد که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش رشد اقتصاد، افزایش مخارج دولت، افزایش نقدینگی (در سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۸ و ۱۳۸٦ تا ۱۳۸۹ منجر به کاهش نقدینگی می‌شود) می‌شود. افزایش نرخ ارز از طریق کاهش واردات و افزایش صادرات، منجر به رشد اقتصادی صنایع صادرکننده و صنایعی که با نیت پوشش تقاضای داخلی فعالیت می‌کنند می‌شود، به علاوه اثر منفی بر صنایع وابسته به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای دارد، ولی در کل از طریق کانال نرخ رشد اقتصادی منجر به کاهش تورم در اقتصاد کشور می‌شود. افزایش نرخ ارز منجر به افزایش درآمد ریالی دولت حاصل از صادرات نفت شده و از کانال افزایش مخارج دولت منجر به افزایش تورم می‌شود.

شکل ۵. آنالیز واکنش آنی تغییرات نرخ بهره بر روی تورم

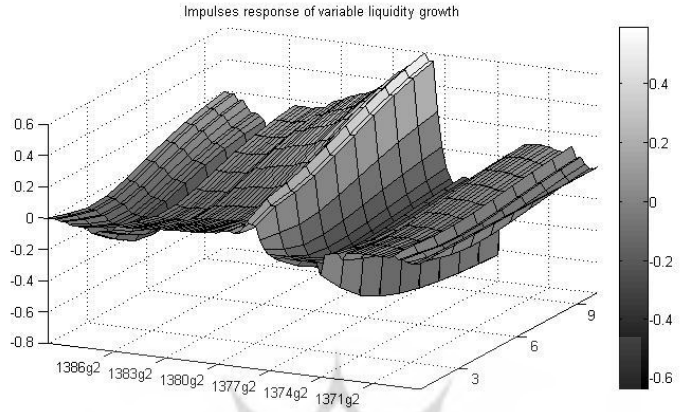


شکل ٦. آنالیز واکنش آنی تغییرات نرخ ارز بر روی تورم

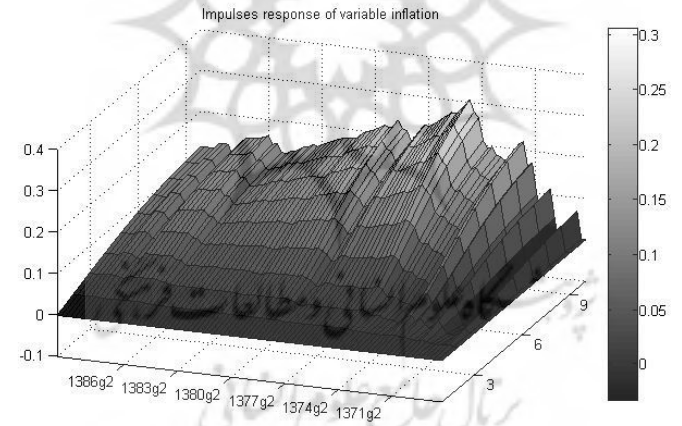


با توجه به قانون نظام نرخ ارز شناور مدیریت شده هر سال نرخ ارز باید به‌اندازه تفاوت تـورم داخل با خارج افزایش یابد، با توجه به نتایج تحقیق حاضر در شرایط تورم شدید حاکم بر اقتصـاد کشور، افزایش فوق از طریق کانال افزایش نقدینگی منجر به تورم در آینده شده و فرآینـد تشـدید بیشتر تضعیف پول ملی را تقویت می‌کند؛ به خصـوص درزمـانی کـه ذخـایر ارزی از سـال ۱۳۷۷ تاکنون به شدت در پایه پولی بانک مرکزی در حال افزایش است. با توجه به نتایج تحقیق حاضر با افزایش اندک نرخ ارز (تا حدی که اثرات منفی آن بر تورم از کانال رشـد اقتصـادی بتوانـد اثـرات مثبت آن را بر روی تورم از کانال افزایش رشد نقدینگی پوشش دهد) می‌توان ضمن کنتـرل تـورم برای آینده، زمینه تقویت پولی ملی را در طول زمان فراهم کرد.

شکل ۷. آنالیز واکنش آنی تغییرات نرخ ارز بر روی نقدینگی



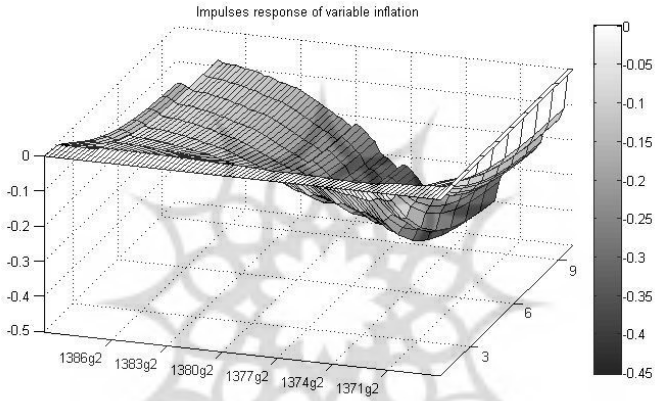
شکل ۸. آنالیز واکنش آنی رشد مخارج دولت بر روی تورم



با توجه به شکل (۸) افزایش رشد مخارج دولت منجر به افزایش تورم در اقتصاد ایران می‌شود، اثرات افزایش فوق از دوره ششم به بعد شدیدتر می‌شود. میزان اثرات مثبت فوق در سال‌های قبل از ۱۳۷۱ بسیار کمتر و در سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۱ بسیار شدیدتر بوده و در بقیه دوره‌ها در سطح متوسطی قرار می‌گیرد. با بررسی توابع واکنش آنی مشخص شد که افزایش مخارج دولت از طریق افزایش رشد نقدینگی بر روی تورم اثر مثبت برجای می‌گذارد.

با توجه به شکل (۹) افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش تورم می‌شود، اثرات کاهشی فوق در سال‌های قبل از ۱۳۷۲ و ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ کمتر می‌باشد. با توجه به رابطه مقداری پول، افزایش رشد اقتصادی در کوتاه مدت منجر به جذب بخشی از نقدینگی جهت پوشش معاملات مرتبط با رشد اقتصادی شده و اثرگذاری نقدینگی را بر روی تورم کاهش می‌دهد.

شکل ۹. آنالیز واکنش آنی رشد تولید ناخالص داخلی بر روی تورم



۵. نتیجه‌گیری

نتایج مطالعه حاضر بیانگر تغییر ترکیب معاملات از معاملات مرتبط با تولید ناخالص داخلی به سمت معاملات نامرتبط به تولید ناخالص داخلی در شرایط افزایش شدید نقدینگی است که از یک طرف با افزایش سرعت درآمدی گردش پول و اثرات مثبت رشد نقدینگی بر روی تورم را کاهش می‌دهد و از طرف دیگر با افزایش رشد بخش سوداگری کشور (به عنوان بخش رقیب) زمینه‌ساز کاهش رشد اقتصادی گردد.

به علاوه ممکن است سیاست‌گذاران در هدف‌گذاری تورم دچار اشتباه شوند و با فرض اثرات ثابت رشد نقدینگی بر روی تورم، با سطح مشخص رشد نقدینگی تورم بسیار شدیدتری را دوران رکود فعالیت‌های سوداگری نسبت به دوران رونق فعالیت‌های سوداگری شاهد باشیم شاهد باشند.

آنچه جای سؤال دارد دلیل رشد شدید نقدینگی در شرایطی است که تمام نتایج تجربی بر اثرات منفی آن بر تورم تأکید کرده‌اند. در برخی از مطالعات عدم استقلال بانک مرکزی دلیل چنین شرایط ذکر شده است که نتایج مطالعه حاضر مؤید تحلیل فوق است. در ضمن، نتایج بررسی تابع واکنش آنی، بیانگر اثرات مثبت تورم بر روی رشد اقتصادی کشور می‌باشد و تنها در شرایط تورم شدید منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

نتیجه فوق رویکرد غیرصادراتی اقتصاد کشور را نشان می‌دهد. زیرا در اقتصاد ایران افزایش تورم، زمینه‌ساز کاهش نرخ ارز حقیقی در ۲ دهه گذشته شده و در صورتی که بخش اقتصادی کشور رویکرد صادراتی داشت؛ افزایش تورم باید زمینه کاهش رشد را فراهم می‌آورد. این در حالی است که افزایش تورم در رویکرد تأمین تقاضای داخلی توسط بخش تولیدی کشور، زمینه‌ساز افزایش سوددهی بخش تولیدی حاصل از افزایش تقاضا و افزایش قیمت‌ها شده و از طرف دیگر، به دلیل رویکرد تضعیف پولی ملی توسط دولت در شرایط تورمی (که به صورت قانون نیز تبدیل شده است) زمینه‌ساز کاهش واردات کشور و افزایش بازارهای داخلی و خارجی آن‌ها در آینده می‌شود.

منابع

- ابراهیمی، محسن، سوری، علی (۱۳۸۵). رابطه بین تورم و نا اطمینانی تورم در ایران. *دانش و توسعه*. (۱۸): ۱۱۱-۱۲۸.
- توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۷(۳): ۱ - ۲۲.
- حسینی، صفدر، قلی زاده، حیدر (۱۳۸۹). بررسی تورم و بیکاری در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۱۴(۴۳).
- حسینی نسب، ابراهیم و مهدیه رضا قلی زاده، (۱۳۸۹). بررسی ریشه های مالی تورم در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۱): ۴۳-۷۰.
- دادگر، یداله، کشاورز حداد، غلامرضا، تیاترج، علی (۱۳۸۵). تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران. *جستارهای اقتصادی*. (۵): ۸۸.

- درگاهی، حسن، رؤیا، شربت اوغلی، زمستان (۱۳۸۹). تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ٤٥ (۹۳): ۱– ۲۷.
- دورونبوش، رودیگر، استانلی، فیشر، اقتصاد کلان، مترجم: محمد حسین تیزهوش تابان، انتشارات سروش، تهران، ۱۳۷۱.
- سحابی، بهرام، سلیمانی، سیروس، خضری، سمیه، خضری، محسن (۱۳۹۲). اثرات رشد نقدینگی بر تورم در اقتصاد ایران: مدل های تغییر رژیم. *راهبرد اقتصادی*،۲(٤):۱۲۱–۱٤٦.
- شهاب، محمد رضا (۱۳۸٦). نرخ‌های ارز و تورم :یک تحلیل تجربی درباره ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، گروه علوم اقتصادی.
- صمیمی جعفری، احمد، قلی زادی کناری، صدیقه (۱۳۸٦). بررسی رابطه تورم و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه. *مجله نامه اقتصادی*،٦۳ (۲): ٤٥–۵۸.
- کمیجانی اکبر، یزدان نقدی (۱۳۸۸). بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، ۹(۱).
- کمیجانی، اکبر، حسین توکلیان (۱۳۹۰). بررسی عدم تقارن در رفتار سیاست گذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران). *مجله تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، (٦).
- گرجی، ابراهیم، فولادی، مهدی (۱۳۸۸). مقایسه تطبیقی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید با منحنی‌های فیلیپس متعارف برای اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*. ۸۷: ۲۰۸.
- گرجی، ابراهیم، اقبالی، علیرضا (۱۳۸۸). برآورد منحنی فیلیپس بارویکردی به انتظارات تطبیقی و عقلایی، *تحقیقات اقتصادی*، (۸۰): ۱٤۳.
- موسوی محسنی، رضا، سعیدی فر، مریم (۱۳۸۵). منحنی فیلیپس و تأثیرگذاری سیاست پولی در اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*. (۷۲): ۳۰۳.
- Ang, A. Bekaert, G., & Wei, M. (2007). Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better? *Journal of Monetary Economics*, 54:1163-1212.
- Avramov, D. (2002). Stock Return Predictability and Model Uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 64: 423-458.
- Bagliano, F.C., Favero. C.A. (1998). Measuring Monetary Policy with VAR Models: An evaluation. *European Economic Review*, 42: 1069-1112.
- Bernanke, B., Boivin, J., & P. Eliasz. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 120 (1): 387-422.

- Bernanke, B.S., Mihov, I. (1998). Measuring Monetary Policy. *The Quarterly Journal of Economics*, 113 (3): 869-902.
- Boivin, J., Ng, S. (2006). Are More Data Always Better For Factor Analysis? *Journal of Econometrics*, 132: 169-194.
- Cogley, T., & Sargent, T. (2005). Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the post WWII U. S., *Review of Economic Dynamics*, 8: 262-302.
- Cogley, T., & Morozov, S., & Sargent, T. (2005). Bayesian Fan Charts for U. K. in. ation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System,. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29: 1893-1925.
- Dave, C., & S. Dressler. (2009). The Bank Lending Channel: A FAVAR Analysis , Villanova school of business economics working paper, No.4
- Del Negro, M., Otrok, C. (2008). Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring changes in international business cycles. University of Missouri Manuscript.
- Doz, C., Giannone, D., Reichlin, L. (2011). A Two-Step Estimator for Large Approximate Dynamic Factor Models Based On Kalman Filtering. *Journal of Econometrics*, 164: 188-205.
- Eickmeier, S., Lemke, W., Marcellino, M. (2011). The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-Varying FAVAR. Deutsche Bundesbank, iscussion Paper Series 1: Economic Studies, No 05/2011.
- Edward, N., Gambera,D., R. Hakesb. (2005). Is Monetary Policy Important For Forecasting Real Growth And Inflation? *Journal of Policy Modeling*, 27: 177˚187.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85: 451˚472.
- Fruhwirth-Schnatter, S. (2006). Finite Mixture and Markov Switching Models (New York: Springer
- Garratta, A., Mitchellb, J. (2011). Shaun, P., Real-time inflation forecast densitiesfrom ensemble Phillips curves. *North American Journal of Economics and Finance*, 22: 78-88.
- Geweke, J., & Amisano, G. (2010). Hierarchical Markov Normal Mixture Models with Appli-cations to Financial Asset Returns,. *Journal of Applied Econometrics forthcoming.*
- Groen, J., Paap, R., & Ravazzolo, F.(2009). Real-time In. Ation Forecasting in a Changing World,. *Econometric Institute Report*, 2009-19, Erasmus University Rotterdam,
- Hamilton, J. (1989) A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57:357-384. 30
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91: 228˚248.
- Hamilton, J. D. (1996). Specification testing in Markov-switching time series

models. Journal of Econometrics 70, 127˚157.

- Hamilton, J. D., Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64, 307˚333.
- Henry, O. (2009). Regime switching in the relationship between equity returns and short-term interest rates. Journal of Banking and Finance 33, 405˚414.
- Hoogerheide, L(2009)., Kleijn, R., Ravazzolo, F., van Dijk, H. and Verbeek, M.,. Forecast Ac-curacy and Economic Gains from BayesianModel Averaging using Time-VaryingWeights,. Tinbergen Institute Discussion Paper 2009-061/4,
- Holland, S., 1995. Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of Money*, Credit, and Banking 27, 827˚837.
- Hornstein, A. (2008). Introduction to the New Keynesian Phillips Curve. EconomicQuarterly, 94 (4). pp 301-309.
- Hwang, Y. (2007). Causality between inflation and real growth. *Economics Letters* 94,146˚153.
- Jouchi Nakajima,J., Munehisa, K., Toshiaki, W. (2009). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(3):225-245.
- Kalman, R. (1960). A new Approach to linear Filtering and prediction problems, *Journal of Basic Engineering*, 82 (Series D). PP. 35-45.
- Karunaratne, N.D., Bhar, R. (2011). Regime-shifts and post-float inflation dynamics of Australia. *Economic Modelling*, 28, 1941˚1949.
- Kim, C. J., Nelson, C. R. (1999). Friedman s plucking model of business fluctuations: tests and estimates of permanent and transitory components. *Journal of Money*, Credit and Banking 31, 317˚334.
- King, R. G. (2008). The Phillips Curve and U. S. Macroeconomic Policy: Snapshots, 1958-1996. *Economic Quarterly*, 94 (4). pp 311-359.
- Koop, G., Potter, S. (2004). Forecasting in dynamic factor models using Bayesian model averaging. *The Econometrics Journal*, 7, 550˚565.
- Koop, G., Korobilis, D. (2011). Forecasting Inflation using Dynamic Model Averaging. Manuscript available at http: //personal. strath. ac. uk/gary. koop.
- Koop, G. and Korobilis, D. (2013). A New Index of Financial Conditions. European Economic Review, 71, pp. 101-116.
- Koop, G., Leon-Gonzalez, R. (2009). Strachan, R.,. On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism,. *Journal of Economic Dynamics and Control 33*, 997-1017.
- Koop, G. and Potter, S. (2004). Forecasting in Dynamic Factor Models using Bayesian Model Averaging,. *The Econometrics Journal*, 7: 550-565.
- Korobilis, D. (2009)Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks using Dynamic Factor Models, Discussion Paper 9-14, University of Strathclyde.

- Korobilis, D. (2013). Assessing the transmission of monetary policy shocks using time-varying parameter dynamic factor models. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 75, 157-179.
- Kydland, F. E., and E. C. Prescott. (1977). Rules Rather than Discretion: TheInconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85 (3). pp 473-91.
- Lucas, R. E. Jr. (1976) «Econometric Policy Evaluation: A Critique, in K. Brunner and A. H. Meltzer (Eds). the Phillips Curve and Labor Markets», Supplement to the Journal of Monetary Economics.
- Moser, S., Rumler, F. (2007). Forecasting Austrian inflation. Economic Modeling 24 470˚480.
- Mumtaz, H. (2010). Volving UK Macroeconomic Dynamics: A Timevarying Factor Augmented VAR. Bank of England, Working Paper, No. 386 March
- Nakajima, J., Munehisa, Kasuya. (2011). Toshiaki, W., Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy. *Journal of the Japanese and International Economies.* (Srticle at Press).
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A new approach. Econometrica 59, 347˚370.
- Pesaran, M. H., Timmermann, A. (2000). A Recursive Modeling Approach to Predicting UK Stock Returns,. *The Economic Journal*, 110: 159-191.
- Primiceri. G. (2005). Time Varying Structural Vector Auto regressions and Monetary Policy, *Review of Economic Studies*, 72: 821-852.
- Raftery, A., Karny, M. and Ettler, P. (2010). Online Prediction Under Model Uncertainty Via Dynamic Model Averaging: Application to a Cold Rolling Mill,. *Technimetrics*, 52: 52-66.
- Senbet, D. (2008). Measuring the Impact and International Transmission of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) *Approach European Journal of Economics*, Finance and Administrative Sciences, Issue 13.
- Sims.C.A.(1980).Macroeconomics and Reality. Econometrica, 48: 1-48.
- Sims, C. (1992). Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*. 975-1000.
- Stock, J. and Watson, M.,. (1996) Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business and Economic Statistics*, 14: 11-30.
- Stock, J. and Watson, M. (1999). Forecasting Inflation,. *Journal of Monetary Economics*, 44: 293-335.
- Stock, J. and Watson, M. (2007). Why Has U. S. Inflation Become Harder to Forecast? *Journal of Monetary Credit and Banking*, 39: 3-33.
- Stock, J. and Watson, M.,. Phillips Curve Inflation Forecasts,. NBER Working Paper No. 14322, 2008.